Patterns of Workers Returning to School Over the Business Cycle

Table of Contents

- Title Page
- Abstract
- 1. Introduction
- 2. The Theory
- 3. Equilibrium Properties of Re-tooling and Unemployment
- 4. Evidence
- 5. Conclusion
- References

Full Document | Brief | Evaluation Reports Index

Copyright Human Resources Development Canada
This web page was last modified on 2000-05-09

Patterns of Workers Returning to School Over the Business Cycle

Prepared for:

Strategic Evaluation and Monitoring
Human Resources Development Canada

August, 1998

Prepared by:

Ian King and Arthur Sweetman
Department of Economics
University of Victoria

SP-AH056E-08-98

(également disponible en français)

TABLE OF CONTENTS

Abstract

In this paper we examine the cyclical properties of workers' decisions to re-tool and invest in new human capital. A model with different types of human capital (or "occupations") is developed with both idiosyncratic (i.e., occupation-specific) and aggregate shocks. At the beginning of each period workers can choose either to work in their current occupation, be unemployed and wait for conditions within their current occupation to improve, or to return to school in order to re-tool and join a new occupation in the next period. The model predicts that re-tooling will be procyclical. Empirical support for this hypothesis is sought using Canadian federal administrative data from 1979-93 that measures the flow of Canadian workers out of employment in order to return to school. Separation rates into education of long-tenured workers are found to be strongly procyclical.

This research was funded by Human Resources Development Canada. We would like to thank Ging Wong, Carol Guest, and Anne Routhier of Human Resources Development Canada for making the data available to us, and Ed Prescott and John Kennes for helpful discussions.

1. Introduction

Choosing an occupation is one of the most difficult and important decisions that people make. This is particularly true in economies where occupations are highly specialized and require specific human capital investments. Returns to most occupations are affected not only by aggregate business conditions but also by conditions that are specific to individual occupations. There is inherent uncertainty about the future payoffs that specific occupations promise. In this paper we consider a simple competitive theory of occupational choice. A model is presented where workers choose occupations in the face of both idiosyncratic and aggregate shocks. A key prediction of this model is that occupational switching is procyclical. That is, more workers leave their existing occupations to re-tool in booms than in recessions. This prediction differs from what has been called the "opportunity cost" theory of restructuring, associated with Schumpeter (1939), and more recently by Caballero and Hammour (1994), Saint-Paul (1993), and others. According to the opportunity cost view, recessions are times when individuals take the time to re-tool since the opportunity cost, in terms of current foregone returns, is low.

No attempt is made in this analysis to look at the cyclical properties of retraining by the unemployed or those out of the labour force, and no claim is made that these groups will exhibit the same cyclical pattern as that observed for the employed. Rather, we focus on the decisions of employed workers who are a relatively less studied group since they are not eligible for most government programs. We argue that these workers, who bear the costs of leaving their job and returning to school, are an interesting group since their decisions provide insight into the optimal timing of the accumulation of human capital across the business cycle.

To explore the cyclical pattern of re-tooling empirically we exploit a unique Canadian federal administrative data set which measures the annual flow of workers who separate from a job in order to return to school, from 1979 to 1993. In Canada, whenever a job separation occurs, employers are required to file a Record of Employment (ROE)

form with the federal ministry of Human Resources Development Canada (HRDC) stating, among other things, the reason for the separation. Using this data, we find that the rate at which workers leave their jobs to return to school is strongly procyclical. This holds true for both sexes and all age groups. This evidence, we contend, is supportive of the theory presented.

2. The Theory

The theory is very simple: there are many occupations, each of which has diminishing returns (i.e. the equilibrium wage decreases as the number of people skilled in that occupation increases). Switching from one occupation to another requires a costly investment in learning new techniques (re-tooling). The returns to each occupation are affected by both idiosyncratic shocks and general business conditions. The equilibrium concept used is that of perfect competition: each individual is too small to be able to have any effect on aggregate variables. To model this, we use a variant of Lucas and Prescott's (1974) equilibrium search model.

The structure of the model mirrors that of Gouge and King (1996), but the interpretation of the variables is different. Gouge and King extend Lucas and Prescott's model to include aggregate uncertainty and wait unemployment. The Lucas and Prescott model is, in essence, a dynamic stochastic variant of the migration model developed by Lewis (1954). In its simplest form, this model has multiple locations, each of which has a classical competitive labour market. Workers move across locations until expected returns, net of moving costs, are equated. By adding idiosyncratic local stochastic shocks to labour demands in each location, Lucas and Prescott were able to characterize a steady state level of aggregate worker movement. In their model, workers forfeit one period's wages if they choose to move, and movement is interpreted as search unemployment. By introducing aggregate shocks, Gouge and King were able to characterize the cyclical properties of the aggregate variables of the model. In Lewis' paper, locations are interpreted literally as geographic regions (the countryside and the city). In Lucas and Prescott's paper, locations are considered to be industries facing idiosyncratic demand shocks. In the Gouge and King paper, the interpretation of the locations is left open but, following Lucas and Prescott, worker movement is interpreted as search unemployment.

We interpret the locations as occupations. An occupation is therefore defined as a set of jobs with a common human capital requirement.

Switching occupations requires investment in new human capital: re-tooling. Movement from one location to another requires that workers forfeit current wages. Time spent moving is interpreted as time spent back in school. (In our model we assume that all workers have basic education, but must return to school if they wish to learn the skills required for a new occupation.) Workers can also choose not to work, and not to learn new skills. The model allows for a low-paying alternative to working which can be interpreted as the value of leisure and/or payments from unemployment insurance. (Following the labour literature, we will refer to this as the "benefit rate".) Workers who choose this alternative are said to choose "wait" unemployment. Every period, each occupation experiences two types of economic shocks: an occupation specific, and an aggregate one. Each shock takes on one of two values, high or low, and each type of shock is autocorrelated so that the state today provides information about the likely state of the economy tomorrow. Workers know the state of the economy and are forward looking. Wages in each occupation are affected by the two shocks and the number of workers in the occupation. We now turn to the formal representation of the model.

The Model

The economy consists of a large number of distinct productive occupations. A continuum of immortal worker-consumers choose which occupation to occupy in each (discrete) time period. Each worker can, in any period, hold only one occupation. If, in any period, a worker chooses to work in his current occupation, he inelastically supplies one unit of labour and receives the current marginal return in that occupation. The returns available in each location are subjected to both idiosyncratic (i.e., occupation-specific) and aggregate shocks. The idiosyncratic and the aggregate shocks all evolve independently. The marginal return (denominated in terms of the single good in this economy) available in occupation I in period t is given by:

$$(2.1) \qquad y^i_t = y^i_t, \theta_t, g(n^i_t)$$

where y^i_t denotes the idiosyncratic shock, θ_t denotes the aggregate shock, n^i_t denotes the number of workers in occupation I, and g is continuously differentiable with:

$$(2.2) \qquad g' < 0, \lim_{n \to 0} g(n) = \infty, \lim_{n \to \infty} g(n) = 0$$

The idiosyncratic and aggregate shocks follow independent first order Markov processes. Each shock can take two values:
$\theta \in \Theta = \{\theta_H, \theta_L\}$ where $0 < \theta_L < \theta_H$; and $\gamma \in \Gamma = \{\gamma_H, \gamma_L\}$ where

$\gamma_H > \gamma_L > 0$. The transition matrix P for the aggregate shock is assumed to be symmetric with persistence parameter $\rho \geq \%$. The transition matrix P for the local shocks is assumed to be symmetric with persistence parameter $\pi > \%$.

Worker-consumers observe all current information, have rational expectations, and maximize the expected discounted value of their income stream. They decide in each time period whether to work in their current occupation or to re-tool and learn a new one. Re-tooling takes one time period so, if they re-tool, workers forego the payoff in their current occupation in return for the expected payoff in the occupation that they are matched with at the end of the period[1]. Re-tooling workers are allocated at the end of the period in such a way that the expected payoff in all occupations that receive workers is equalized. Define this allocation by a measure, I, over states.

Workers that choose not to re-tool in the current period may choose whether or not to work in their current location. Those choosing to work supply one unit of labour inelastically at the current payoff. Those who choose not to work collect the constant benefit rate w , and are called "unemployed". The Inada condition (2.2) implies that all occupations will have some people working in them. Hence, in any occupation where some people choose unemployment, the equilibrium return from working must equal w.

Equilibrium Behaviour

Let x^t_i denote the number of workers in occupation I at the beginning of period t. The pair (x,γ) defines the state of an occupation. Let v_t (x,y) denote the equilibrium mass of occupations with state (x,γ) . Attention is restricted to stochastically stationary equilibria in which the equilibrium behavioural functions depend only on the state and the current value of the aggregate shock. We can therefore use the triple (x,γ,θ) to index types of occupations.

Let $s\,(x,\gamma,\theta)$ denote the number of workers in occupations of type (x,γ,θ) who decide to re-tool (that is, leave their current occupation to return to school) at the beginning of the period. Let $a\,(x,\gamma,\theta)$ denote the number of workers who arrive (re-tooled) in occupations of type (x,γ,θ) at the end of the period. Let β denote the expected payoff to workers who stay in occupations of type. Let β denote the workers' discount factor, then $v\,(x,\gamma,\theta)$ is defined by:

$$(2.3) \quad v(x,\gamma,\theta) = \max _\, \omega,\gamma\, \theta\, g(x-s) _+ \beta_\, E[v(x-s+a,\gamma',\theta) _ x,\gamma,\theta]$$

The expected value of re-tooling is:

$$(2.4) \quad \lambda^s(x,\gamma,\theta) = \beta_ \circ E[v(x-s+a,\gamma',\theta')_x,\gamma,\theta] \; I \; (dx-d\gamma)$$

and the expected value of choosing unemployment is:

$$(2.5) \quad \lambda^r(x,\gamma,\theta) = \omega+\beta_ E[v-s+a,\gamma',\theta')_x,\gamma,\theta]$$

Wherever workers leave from, (i.e., where $s(x,\gamma,\theta)>0$) the workers who choose to stay behind must, in equilibrium, be indifferent about whether they chose to stay or leave. Thus, the equilibrium value associated with an occupation in which some workers leave is $\lambda^s(x,\gamma,\theta)$. Wherever workers choose to arrive, (i.e., where $a(x,\gamma,\theta)>0$) the value of the occupation to each new arrival is $\lambda^s(x,\gamma,\theta)$ at the end of the period. Thus, the value to a worker in one of these occupations at the beginning of the period is $\lambda^s(x,\gamma,\theta)$ plus the current payoff available in that occupation. In any other occupation, which neither loses nor gains workers, the value to workers is the current payoff plus the expected (discounted) value next period, given the current population. Thus, we can re-write the value function as:

$$(2.6) \quad v(x,\gamma,\theta) = \begin{cases} \lambda^s(x,\gamma,\theta) & \text{if } s(x,\gamma,\theta) \\ \lambda^s(x,\gamma,\theta) + \max\{\omega,\gamma\,\theta\,g(x)\} & \text{if } a(x,\gamma,\theta)>0 \\ \max\{\omega,\gamma\,\theta\,g(x)\} + \beta\,E[v(x,\gamma',\theta)\gamma,\theta] & \text{in all other locations} \end{cases}$$

We are now in a position to define an equilibrium in this model.

Definition 2.1:

An equilibrium, given an initial distribution, v_{t-1}, and an initial value for the aggregate shock θ_{t-1} , is a collection of functions $\gamma(x,\gamma,\theta)$, $\lambda(\theta)$, $u(x,\gamma,\theta)$, $s(x,\gamma,\theta)$, $a(a,\gamma,\theta)$, $v(x,\gamma,\theta)$ and a distribution v_t such that:

a) Workers are maximizing the expected present value of their income streams (that is, (2.3) and (2.6) are equalized).

b) In locations which any workers leave, the expected value of returning to school and the expected value of unemployment are equalized, and are independent of x and γ:

$$(2.7) \quad \lambda^s(\theta) = \lambda^r(\theta) = \lambda(\theta)$$

c) The aggregate number of workers who leave occupations equals the aggregate number of arrivals in other occupations. That is:

$$(2.8)\quad S(\theta,\nu) = \int s(x,\gamma,\theta)\, d\mu = a(x,\gamma,\theta)\, d\nu = A(\nu,\theta)$$

d) The following condition is satisfied, which requires that the equilibrium distribution after re-tooling, ν_t, must be consistent with the optimizing decisions of agents, given ν_{t-1}:

$$(2.9)\qquad \nu_t(\theta,\nu) = \int I_{\{\text{re-tool}\}}(x)\, P(\gamma_1-\gamma)\, \nu_{t-1}(dx,d\gamma)$$

Equations (2.3) through (2.9) can be used to solve for the equilibrium levels of employment and population in each occupation. As mentioned above, the distribution ν_t will not generally be constant because of the aggregate shock θ. However, the stochastic process generating the ν_t sequence is stationary.

TABLE OF CONTENTS

3. Equilibrium Properties of Re-tooling and Unemployment

In this paper, following Gouge and King (1996), we focus on a particular subset of the equilibria that are both tractable to compute and (we contend) relevant economically. In these equilibria, the ν_t sequence has only 8 mass points. Also, high productivity occupations, in both booms and busts, have equilibrium payoffs above w, and so do not experience any unemployment. Equilibrium payoffs in low productivity occupations are driven down to ν_t in both booms and busts, so that these locations experience some unemployment in each phase of the cycle. (The aggregate amount of unemployment does, however, vary over the cycle.)

The aggregate equilibrium amounts of re-tooling and unemployment are defined respectively as:

$$S(\theta, \nu) = \int s(x,\gamma,\theta)\quad \nu\,(dx\,d\gamma)$$

$$U(\theta, \nu) = \int [\, x - s\,(x,\gamma,\theta) - u\,(x,\gamma,\theta)\,]\, \nu\,(dx\,d\gamma)$$

To proceed, we need to define what we mean by "cyclical properties." The simplest way to analyse the cyclical properties of the variables of interest is to examine their values for different values of θ. Thus we call a variable "procyclical" if its value is greater when $\theta=\theta_H$, and

"countercyclical" if its value is greater when $\theta=\theta_L$. We use two different methods to characterize cyclical properties. First, we ask: given the same beginning-of-period v, would the equilibrium values of these variables be greater when $\theta=\theta_H$ or $\theta=\theta_L$? Second, we examine the values of the variables in the two limiting equilibria that emerge in the unlikely event that the aggregate shock θ persists at one of its two possible values indefinitely. These two limiting equilibria are called the "eternal boom" and the "eternal bust", for unbroken sequences of θ_H *and* θ_L respectively. The following theorem summarizes the cyclical behaviour of re-tooling and unemployment in this equilibrium.

Theorem

In the eight mass-point equilibrium, search and unemployment have the following properties:

$$U(\theta_H, v) < U(\theta_L, v_L) \qquad U(\theta_H, v_H) < U(\theta_L, v_L)$$

$$S(\theta_H, v) \geq U(\theta_L, v_L) \qquad S(\theta_H, v_H) \geq S(\theta_L, v_L)$$

Moreover:

i) if $\rho=.5$ then $S(\theta_H, v) = U(\theta_L, v)$ then $S(\theta_H, v_H) = S(\theta_L, v_L)$

ii) if $\rho=.5$ then $S(\theta_H, v) > U(\theta_L, v)$ then $S(\theta_H, v_H) > S(\theta_L, v_L)$

Proof: See Gouge and King (1996), Proposition 5.1.

Interpretation

The first row of inequalities in this theorem implies that unemployment is countercyclical (as we should expect). The first inequality states that, given any beginning-of-period equilibrium distribution, unemployment is higher in busts than in booms. According to the second inequality, unemployment would also be higher in the eternal bust than in the eternal boom. Equilibrium unemployment is countercyclical for obvious reasons: in busts, the payoffs in all occupations are driven down, and so more people choose to collect w.

Equilibrium re-tooling is independent of the cycle if $p = .5$. This occurs because workers do not receive the benefits from re-tooling until the subsequent period. When $p = .5$, knowledge of the current value of the aggregate shock reveals no useful information about future payoffs: the following period's aggregate shock is just as likely to be a boom or a bust. The cost of moving is also constant over the cycle: one period's wages in low productivity occupations, which is equal to w.

However, if $p > .5$, then a boom in the current period implies that a boom is more likely than a bust in the subsequent period. Payoffs in high productivity occupations are greater in booms than in busts, so the benefits from re-tooling are greater in booms. The cost of re-tooling is still constant at w in this case. Thus the second row of inequalities in the above theorem states that more re-tooling is undertaken in booms than in busts, given any beginning-of-period equilibrium distribution, and more re-tooling occurs in the eternal boom than in the eternal bust. In summary, re-tooling is procyclical.

TABLE OF CONTENTS

4. Evidence

Data

The data to which we have access is from the HRDC administrative files and represents a 10% random sample of all ROEs. It is a national, and consistently defined, annual count of the number of firm-worker separations for the years 1979 to 1993. In accordance with the coverage of this collection process, the population under study is all paid workers who are not self employed. Additionally, the age and sex of the worker, and the length of the job that terminated, can be identified for each separation. Thirteen "reason for separation" categories, one of which is "return to school," are on the current version of the ROE form, but only one is recorded for each separation [2]. If a worker, for example, is laid off, dismissed for cause or voluntarily quits to take another job and subsequently decides to return to school, then she is not counted in this measure. The "return to school" reason is only observed where the declared intention of the worker at the time of separation is to return to school. Since some workers who, for example, are laid off or in the "other" category undoubtedly also return to school, our measure is an underestimate of the flow from employment to school and of formal human capital accumulation.

It seems reasonable to assume that the return to school category comprises two types of firm-worker separations: first, those resulting from what are effectively limited term — typically called summer — jobs held by students in the process of obtaining their education, and second, those where workers return to school and the job was not of limited term. It is the latter in which we are most interested in this study as it can be thought of as quantifying one aspect of retraining, or human capital re-tooling, since the workers in question are making a decision to leave their occupation and return to formal education. We

make an effort, based on age and job duration, to isolate these subclasses of the return to school reason for separation.

Time series from Statistics Canada's CANSIM database are used to contrast the cyclical properties of the return to school series. In particular, GDP and investment, both in 1986 dollars, and age specific unemployment rates are employed (see Appendix 1). The investment and GDP series are divided by average annual employment, and natural logarithms are then taken of both. Each series is divided by the age specific employment level. Males and females are analysed separately in two age groupings: those 15 years and older, which accords with Statistics Canada's definition of the labour force; and 25 to 54 year old prime age workers[2]. The latter group is past the normal age by which most students have completed their first postsecondary degree or certificate, and therefore provides a measure that is less contaminated by summer job availability across the business cycle. Table 1 presents summary statistics for the distribution of job lengths for the years 1983 and 1989 which are at the trough and close to the peak of the return to school series. For the sample of all workers over 15 years of age, the average complete job duration is somewhat over half a year, and it is slightly longer in the trough (1983). Also, the durations are longer for women than men at 36.2 and 29.1 weeks respectively in 1983, and 30.4 and 24.7 in 1989. In all cases, however, the median is very short, around 14 or 15 weeks. For the older age group, on the right of Table 1, the distribution is shifted toward longer durations, but women continue to have longer durations than men. Further, the distribution for prime age males appears to be very similar in the peak and trough years, whereas that for the other three groups exhibits a larger fraction of shorter durations in the peak years.

A histogram of the job lengths, ignoring all jobs longer than 50 weeks for clarity, can be seen in Figure 1. It is clear from the plot that a high fraction of jobs ending in "return to school" last less than 20 weeks; many of these are likely summer jobs held by students since 20 weeks is quite close to the length of many universities' summer break. To examine the more stable jobs independently of the short term ones, we produce results by age and sex for jobs with any number of preseparation weeks, and for jobs that lasted at least 20 weeks. Although this is, in a sense, stratifying the sample on an endogenous variable, as discussed above, we perform the exercise in an attempt to isolate two "types" of jobs. We will show, however, that the results for the two groups are very similar.

Table 2 presents the age distribution of workers returning to school who held their preseparation job for at least 20 weeks. Fully 95% of the individuals are in their early 30's or younger. Further, there is no difference in the distributions across the business cycle, or between the sexes.

The series are summarized in Tables 3 and 4 for jobs of any length, and for those greater than 20 weeks, respectively. Summary statistics of the return to school series for men are presented in the top half of Table 3. Each year an average of about 125,000 males aged 15 and over leave a job and return to school. This represents about 1.8% of employment and varies from 1.08% to 2.41%. About 20,000 men aged 25 to 54, which is about 0.42% of the total number of employed men in this age group who were employed, similarly chose to re-tool each year on average. The female rate is significantly lower than that for the males: 1.28% and 0.27% for the 15 and over, and 25 to 54 year old groups respectively. This translates into annual averages of about 89,000 and 13,000 workers who return to school for the same age groups.

Table 4 presents similar statistics to Table 3, but for those whose preseparation job was at least 20 weeks long. The overall levels are reduced, and the gap between the male and female rates is slightly smaller for this group; the female rate is 26% less than that for the males here, whereas it is 36% less for any number of weeks worked. While the fraction of prime age employed workers who return to school is small in a given year, these individuals represent an important segment of the work force and, over a number of years, the number of workers involved is not insignificant. Overall, the average annual re-tooling rate for the male 25 to 54 age group is 0.42% for any number of preseparation weeks, and 0.19% for those with greater than 20 weeks of tenure. This suggests that if workers each only re-tool once, roughly 12.6% (30*0.42) of all male workers return to school to re-tool at some point in their prime working years. About 5.7% (30*0.19) of male workers with a pre-separation job of at least 20 weeks return to school to re-tool at some point in their prime working years. The corresponding numbers for females are 8.1% (30*.27) and 4.2% (30*.14). Since some workers between the ages of 25-54 undoubtedly separated from multiple jobs to return to school, we take this as an upper bound on the propensity for workers to return to school.

Figures 2 through 5 contrast both the selected business cycle series, and the residuals from the same series after detrending using the Hodrick-Prescott (H-P: 1980) filter, with the return to school rate and its residuals[4]. Each figure contains 6 graphs: the upper 3 compare the return to school rate and, from right to left, the unemployment rate, (log) GDP per employed person, and (log) investment per employed person. The lower 3 graphs are the Hodrick-Prescott filtered residuals for the series above it. Since we are using the logarithm of the GDP and investment series, this implies that the residuals are percentages, not absolute, deviations. Note that the re-tooling series extends 15 years (1979-93), but that the other series start in 1976 and end one or two years beyond the end of the human capital accumulation series

depending upon data availability. This provides a better sense of the trend and, in the analysis of the correlations, allows for the non-education series to be lagged or lead while retaining the 15 years of schooling data. Since the H-P filter is being applied to only 15 annual observations, the results based on it should only be viewed as suggestive.

Looking at Figure 2, which is for men between the ages of 25-54 with any number of weeks of work prior to returning to school, the return to school rate, which is the same in the three upper plots, does not appear to have a noticeable trend, although the series is too short to say much on the issue. Its cyclical nature is, however, evident. In contrast, the three other series are all noticeably increasing across the period in addition to having an obvious cyclical component. Looking for comovements in the deviations from the trend using the H-P residuals of the schooling and unemployment rate series, on the lower left, one series appears to peak when the other hits a trough as predicted by the earlier theoretical analysis. In contrast, in the middle plots, the education rate residuals seem to move with GDP, but with a lag. On the right, the physical and human capital series residuals are seen to move together across the business cycle, but in this case human capital seems to precede physical for at least the latter two-thirds of the period.

Figure 3 presents graphs for females similar to those presented for males in Figure 2. One noticeable difference in the education series is that, unlike that for the men, the level increases noticeably over the period. In rough terms the female return to school rate is about 45% of that for males in the first few years of the period, but it is about 75% that of males near the end. Despite this difference in the trend, the residual plots are remarkably similar. The schooling and unemployment rates are countercyclical to each other, and the GDP and investment series move together with our measure of human capital accumulation, although there appears to be a phase shift relative to GDP.

Plots for those who worked at least 20 weeks in the job in question before returning to school are presented in Figure 4, for males who are 25-54, and in Figure 5, for females of the same age. The major difference from the earlier series is that the rate increases more slowly over the mid to late 1980s. This causes the return to school residuals to move more closely with those for investment, and to separate more from those for GDP. No graphs are presented for those 15 years old and older since they are very similar to those already discussed. Their correlations are, however, presented below. Contemporaneous and cross correlations for the H-P residual series are presented in Table 5, for those with any number of weeks worked prior to separating, and Table 6, for those with greater than 20 weeks. For all of the groups studied there is a large and significant negative contemporaneous

correlation between the return to school and unemployment rate residuals which is consistent with that observed in the graphs. The contemporaneous correlations between the schooling and investment residuals are moderate and sometimes significant. When investment one period ahead is used, however, the correlation remains moderate, around 0.45 to 0.60, but it is significant at least at the 10% level in every test. Residual correlations with GDP are significant, but they are out of phase with the return to school rate. All the contemporaneous correlations are small and insignificant. In contrast, those lagged one year are between 0.50 and 0.85 and universally significant at the 6% level or better. When the GDP residuals are lagged two years, the correlation usually becomes slightly larger and more significant. It seems that human capital re-tooling lags GDP by a year or two. Usually, however, when the GDP residuals are forwarded one year, and always when they are forwarded two years, the correlation coefficient has a negative and significant coefficient of moderate size. This is consistent with the two series being out of phase and the cycle being relatively short. If the GDP series is lagged it is in phase with the return to school cycles, and if it is forwarded two periods the peaks and troughs of the series align.

TABLE OF CONTENTS

5. Conclusion

The theory implies that, if the aggregate shock exhibits positive autocorrelation (i.e., when $p > .5$), then re-tooling will be procyclical. The basic reasoning behind this is that the benefits to re-tooling come from expected future returns, and expected future returns are higher in booms; however, the costs of re-tooling are invariant to the cycle. This reasoning is a variant of the "capitalization effect", discussed in the growth literature (Aghion and Howitt (1994), King and Welling (1995)). In economies in general, this capitalization effect works in the opposite direction to Schumpeter's "opportunity cost" effect. In this model, the opportunity cost effect is zero because the foregone opportunity when re-tooling is constant over the cycle (w). Deciding which effect dominates, in general, is an empirical question.

Empirically, the capitalization effect appears to dominate. Returning to school to re-tool is strongly procyclical. This comes out most clearly in Figures 4 and 5. Workers who are between the age of 25 and 54 (and hence, unlikely to be working summer jobs) go to back to school when the unemployment rate is low, not high. This cyclical effect is also positively correlated with physical capital investment and GDP.

Table 1: Distribution of Job Lengths (Weeks of Work) Prior to Returning to School in 1983 and 1989

Table 1
Distribution of Job Lengths (Weeks of Work)
Prior to Returning to School in 1983 and 1989

Males	15+		25-54	
Centiles	1983	1989	1983	1989
5	3	3	3	3
25	9	8	11	12
50	15	14	18	17
75	24	18	51	45
95	12	83	210	214
Avg.	29.1	24.7	50.5	50.1
(Std. Err.)	(.601)	(.422)	(2.472)	(1.978)
Females				
	15+		25-54	
Centiles	1983	1989	1983	1989
5	4	4	4	5
25	10	9	13	12
50	15	14	31	22
75	33	21	99	70
95	144	111	274	329
Avg.	36.2	30.4	74.1	68.9
(Std. Err.)	(.897)	(.587)	(3.947)	(2.653)

Table 2: Age Distribution of Those Who Return to School in 1983 and 1989 (At least 20 weeks worked)

Table 2
Age Distribution of Those Who Return to School
in 1983 and 1989 (At least 20 weeks worked)

Males	15+		25-54	
Centiles	1983	1989	1983	1989
5	17	16	25	25
25	19	19	25	25
50	21	21	27	28
75	23	23	31	32
95	30	31	42	41
Avg.	22.0	21.6	29.5	29.6
(Std. Err.)	(.056)	(.042)	(.158)	(.110)
Females				
	15+		25-54	
Centiles	1983	1989	1983	1989

5	17	17	25	25
25	19	19	25	25
50	21	20	29	29
75	23	23	34	35
95	32	33	45	44
Avg.	21.9	21.7	31.0	31.1
(Std. Err.)	(.076)	(.051)	(.239)	(.146)

Table 3: Summary Statistics of the Return to School Category (Any number of weeks worked)

Table 3
Summary Statistics of the Return to School Category
(Any number of weeks worked)

	Avg/yr	Std Dev	Min	Max
Males				
Counts of Those Returning to School				
25-54	20,045	3,319	12,630	25,590
15+	124,760	22,070	70,270	158,500
Return to School as a Fraction of E (%)				
25-54	.42	.05	.29	.49
15+	1.80	.31	1.08	2.41
Females				
Counts of the Return to School Category				
25-54	12,869	3,771	7,030	18,340
15+	88,693	18,013	45,030	113,670
Return to School as a Fraction of E (%)				
25-54	.27	.06	.16	.35
15+	1.28	.22	.70	1.64

Note: "E" is the total number of men and women employed in each age group.

Note: "E" is the total number of men and women employed in each age group.

Table 4: Summary Statistics of Return to School (At least 20 weeks worked)

Table 4
Summary Statistics of Return to School
(At least 20 weeks worked)

	Avg/yr	Std Dev	Min	Max
Males				
Counts of the Return to School Category				
25-54	8,891	1,446	5,920	11,120
15+	29,718	4,498	20,350	39,190

Return to School as a Fraction of E (%)				
25-54	.19	.03	.14	.24
15+	.43	.06	.31	.59
Females				
Counts of the Return to School Category				
25-54	6,771	1,792	3,990	9,530
15+	24,247	4,711	14,790	31,820
Return to School as a Fraction of E (%)				
25-54	.14	.03	.09	.18
15+	.35	.05	.23	.43

Note: "E" is the total number of men and women employed in each age group.

Note: "E" is the total number of men and women employed in each age group.

Table 5: Cyclical Behaviour of Returning to School and the Unemployment Rate, Investment and GDP Correlations of Deviations from H-P Trend (Any number of weeks worked)

Table 5
Cyclical Behaviour of Returning to School and the Unemployment Rate, Investment and GDP Correlations of Deviations from H-P Trend (Any number of weeks worked)

Variable x	Cross Correlations of the Return to School Rate x(t-2)	x(t-1)	x(t)	x(t+1)	x(t+2)
Males 25-54					
UR	.02	-.58**	-.83***	-.46*	-.06
	(.938)	(.024)	(.000)	(.079)	(.824)
INV	-.39	.16	.55**	.55**	.42#
	(.226)	(.561)	(.033)	(.033)	(.133)
GDP	.77***	.73***	.06	-.51**	-.57# **
	(.001)	(.002)	(.815)	(.051)	(.032)
Males 15+					
UR	.28	-.35	-.79***	-.61**	-.32#
	(.303)	(.196)	(.000)	(.016)	(.270)
INV	-.53**	-.07	.40	.63***	.54# **
	(.040)	(.809)	(.136)	(.012)	(.045)
GDP	.64**	.85***	.30	-.34	-.58# **
	(.009)	(.000)	(.277)	(.208)	(.030)
Females 25-54					
UR	.32	-.27	-.67***	-.62**	-.27
	(.244)	(.338)	(.006)	(.012)	(.322)
INV	-.30	.12	.43	.52**	.45# *
	(.270)	(.679)	(.109)	(.046)	(.105)
GDP	.75***	.77***	.24	-.36	-.51# *
	(.002)	(.001)	(.374)	(.191)	(.059)
Females 15+					
UR	.47*	-.13	-.63**	-.69***	-.42
	(.078)	(.646)	(.012)	(.004)	(.113)
INV	-.50*	-.11	.28	.60***	.54# **
	(.060)	(.706)	(.316)	(.019)	(.048)
GDP	.60**	.85***	.39	-.24	-.58# **
	(.018)	(.000)	(.158)	(.390)	(.039)

Notes:

All of the lags or leads involve lagging or leading the UR, INV or GDP series so that all 15 years of education data can be employed. Correlations with an "#" use only 14 observations since data for the second lead is unavailable in all years. The numbers in parentheses are *p*-values for the test of the null hypothesis that the correlation is zero:

$$p = tprob(n - 2, \rho \sqrt{n - 2} / \sqrt{1 - \rho^2}).$$

Where *p* is the estimated correlation and n is the number of observations. *, **, *** represent statistical significance at the 10, 5 and 1% levels respectively. Note that because of the small sample size, these statistics must be interpreted with care.

Table 6: Cyclical Behaviour of the Return to School Rate and the Unemployment Rate, Investment and GDP Correlations of Deviations from H-P Trend (At least 20 weeks worked)

Table 6
Cyclical Behaviour of the Return to School Rate and the Unemployment Rate, Investment and GDP Correlations of Deviations from H-P Trend (At least 20 weeks worked)

Variable x	Cross Correlations of the Return to School Rate x(t-2)	x(t-1)	x(t)	x(t+1)	x(t+2)
Males 25-54					
UR	-.26 (.343)	-.69*** (.004)	-.72*** (.002)	-.29 (.291)	.10 (.711)
INV	-.12 (.666)	.29 (.292)	.53** (.043)	.45* (.095)	.309 (.269)
GDP	.73*** (.002)	.50* (.059)	-.18 (.528)	-.65*** (.009)	-.539# ** (.015)
Males 15+					
UR	-.11 (.696)	-.57** (.026)	-.74*** (.002)	-.36 (.185)	-.088 (.772)
INV	-.222 (.428)	.15 (.593)	.41 (.125)	.50* (.058)	.409 (.156)
GDP	.69*** (.004)	.60** (.017)	-.08 (.784)	-.56** (.030)	-.629# ** (.017)
Females 25-54					
UR	-.30 (.283)	-.32 (.250)	-.71*** (.003)	-.63** (.012)	-.21 (.446)
INV	-.29 (.293)	.15 (.601)	.48** (.089)	.52** (.044)	.429 (.130)
GDP	.77*** (.001)	.75*** (.001)	.18 (.517)	-.43 (.107)	-.518# * (.065)
Females 15+					

UR	.17	-.39	-.70***	-.52**	-.15
	(.546)	(.150)	(.004)	(.048)	(.556)
INV	-.28	.15	.35	.47*	.39#
	(.318)	(.595)	(.205)	(.074)	(.246)
GDP	.61**	.69***	.10	-.43	-.59# **
	(.016)	(.005)	(.727)	(.109)	(.025)

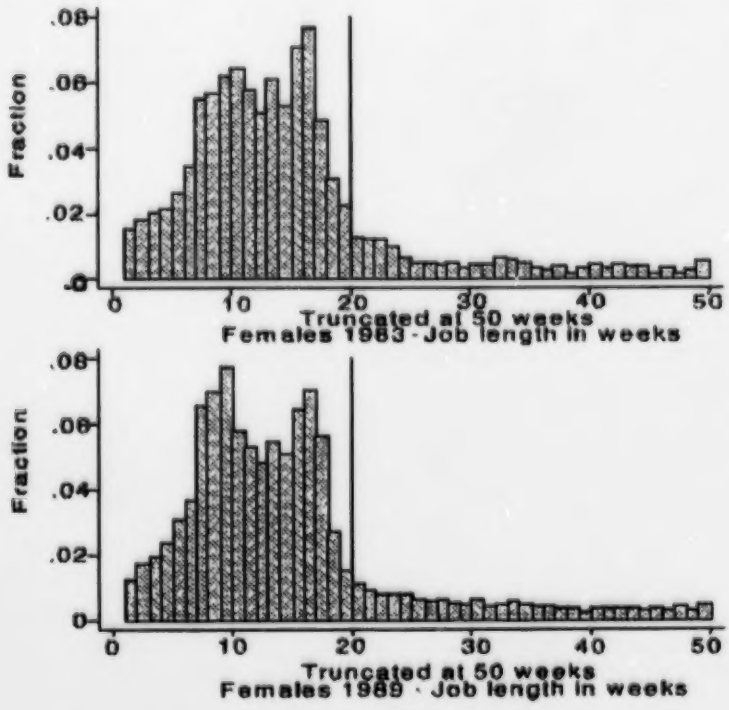
Note:

All of the lags or leads involve lagging or leading the UR, INV or GDP series so that all 15 years of education data can be employed. Correlations with an "#" use only 14 observations since data for the second lead is unavailable in all years. The numbers in parentheses are *p*-values for the test of the null hypothesis that the correlation is zero:

$$p = tprob(n \quad - 2,\ \rho \sqrt{n - 2} \ / \ \sqrt{1 - \rho^2}\ ).$$

Where *p* is the estimated correlation and n is the number of observations. *, **, *** represent statistical significance at the 10, 5 and 1% levels respectively. Note that because of the small sample size, these statistics must be interpreted with care.

Figure 1 - Job Length at Peak and Trough of Cycle for Jobs Lasting 50 Weeks or Less



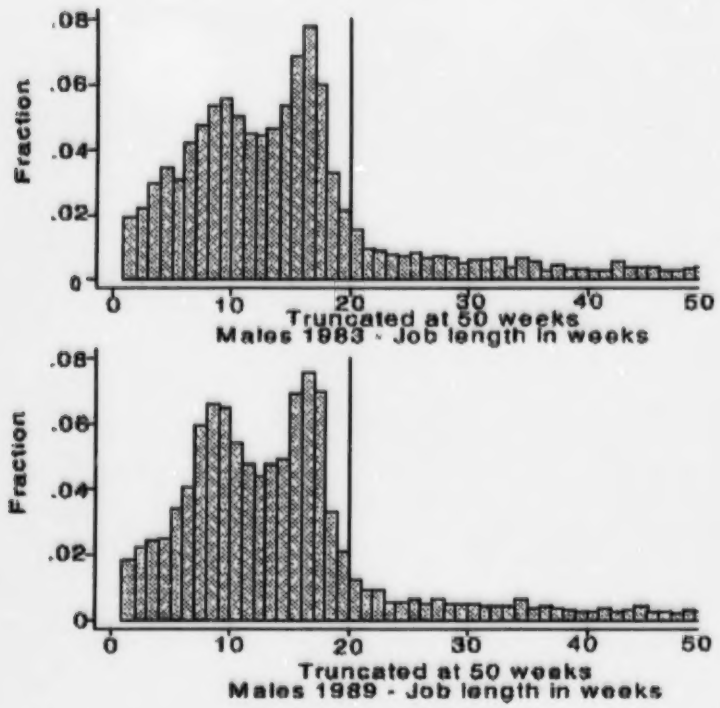
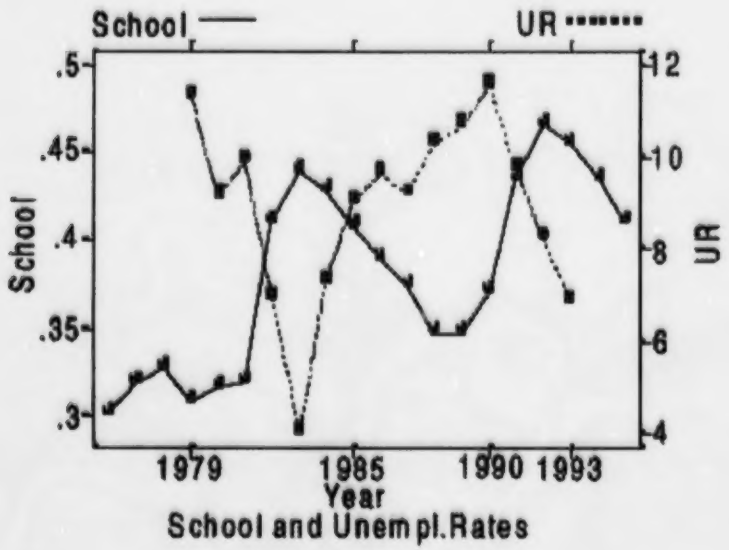
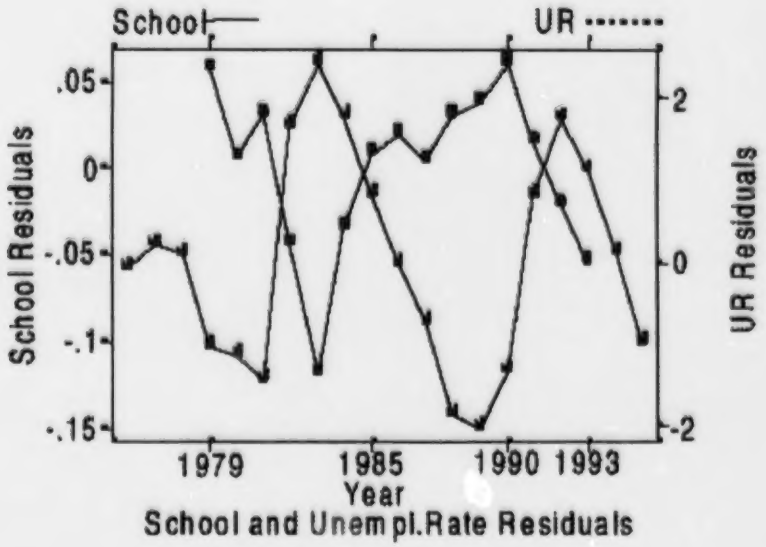
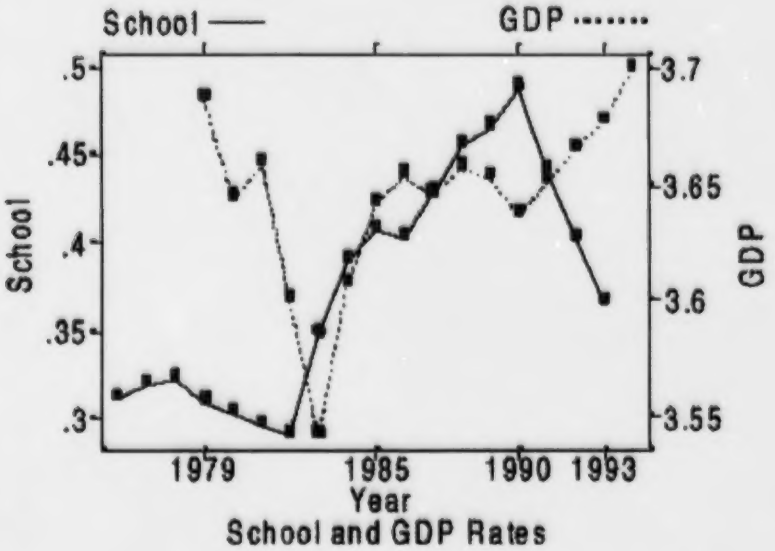


Figure 2 - Rates and H-P Residuals for Males 25-54, Any Number of Weeks Worked

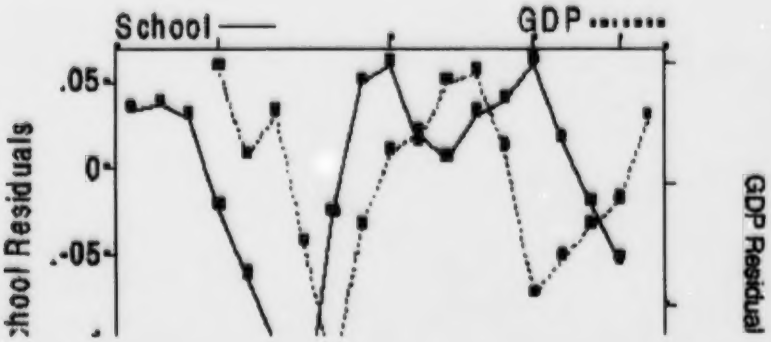


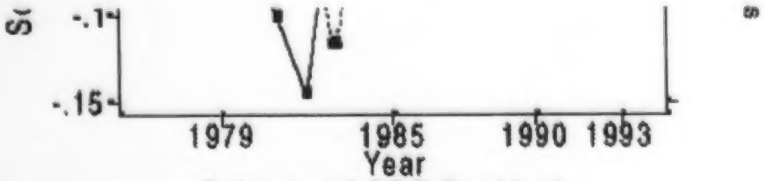


School and Unempl.Rate Residuals

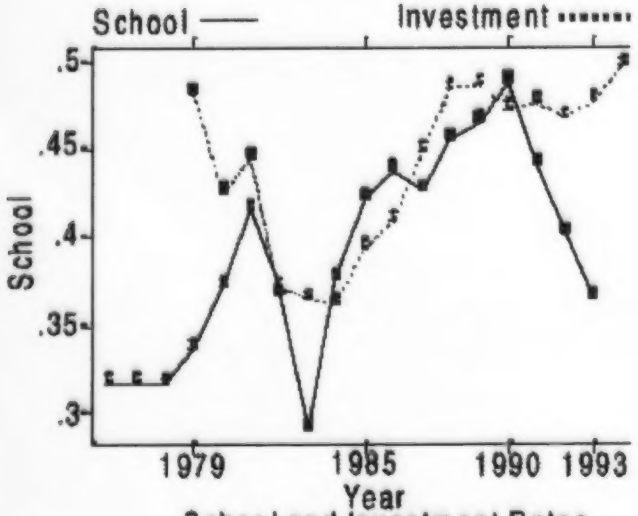


School and GDP Rates

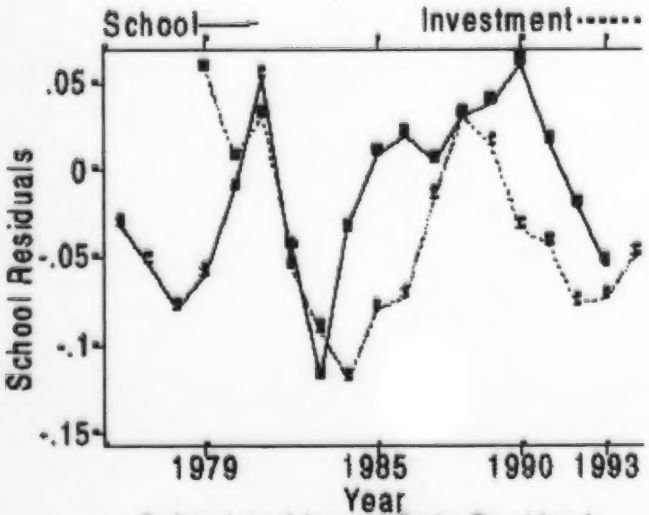




School and GDP Residuals

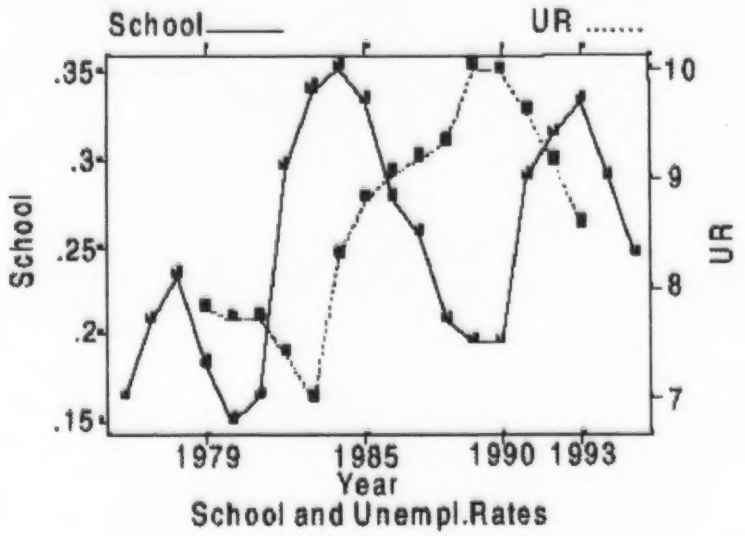


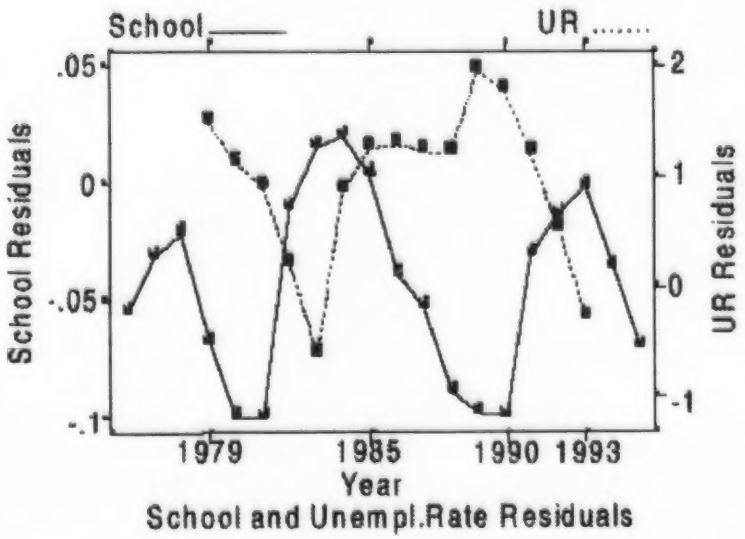
School and Investment Rates

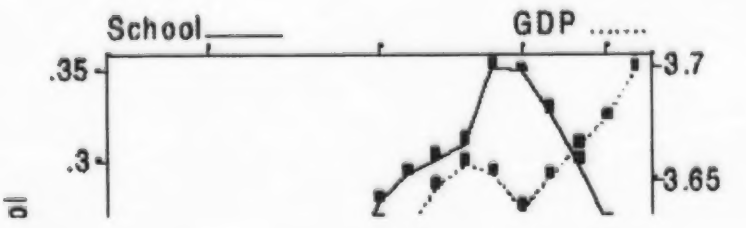


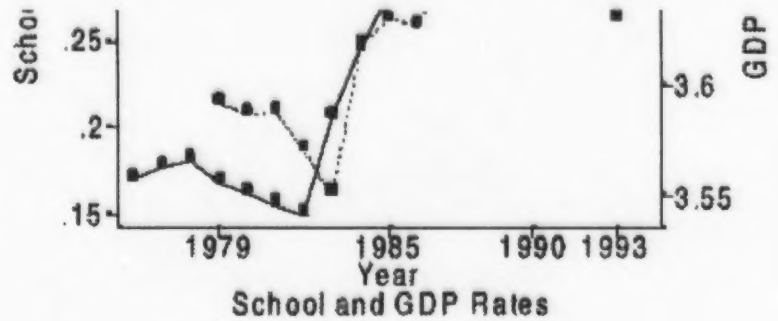
School and Invest.Rate Residuals

Figure 3 - Rates and H-P Residuals for Females 25-54, Any Number of Weeks Worked

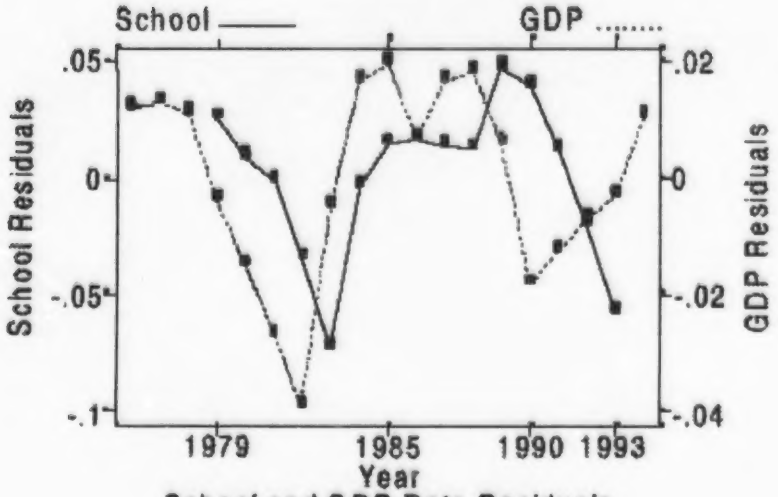




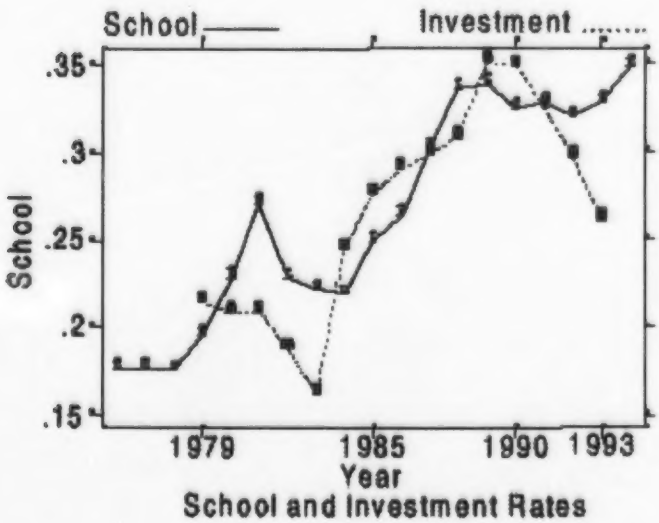




School and GDP Rates



School and GDP Rate Residuals



School and Investment Rates

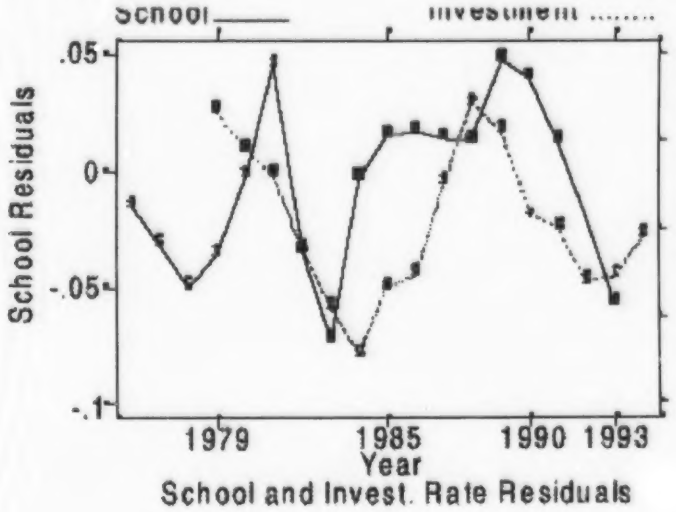
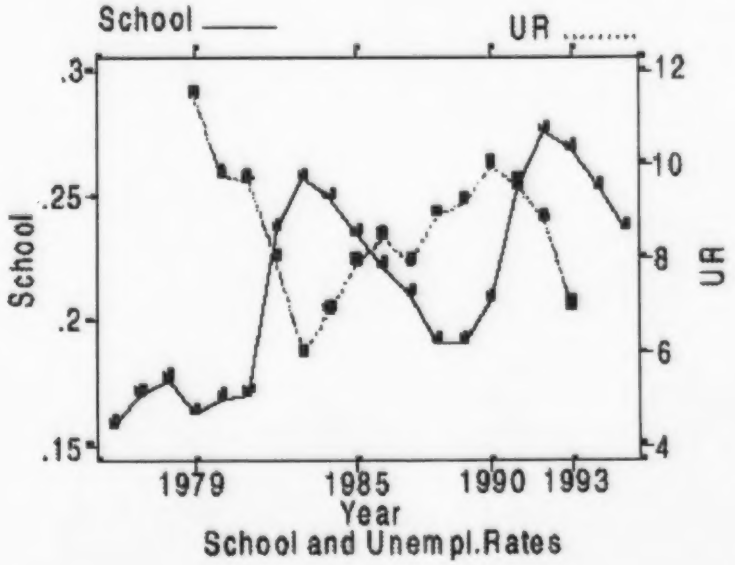
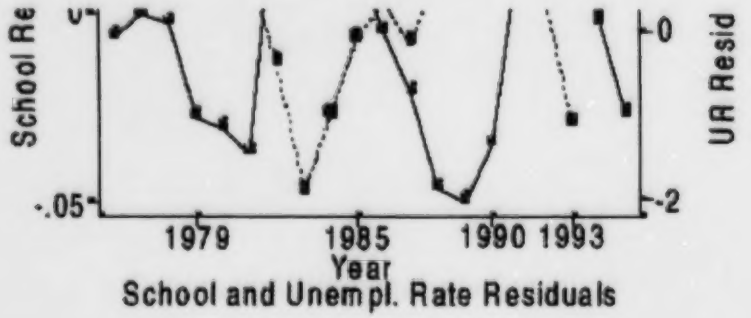
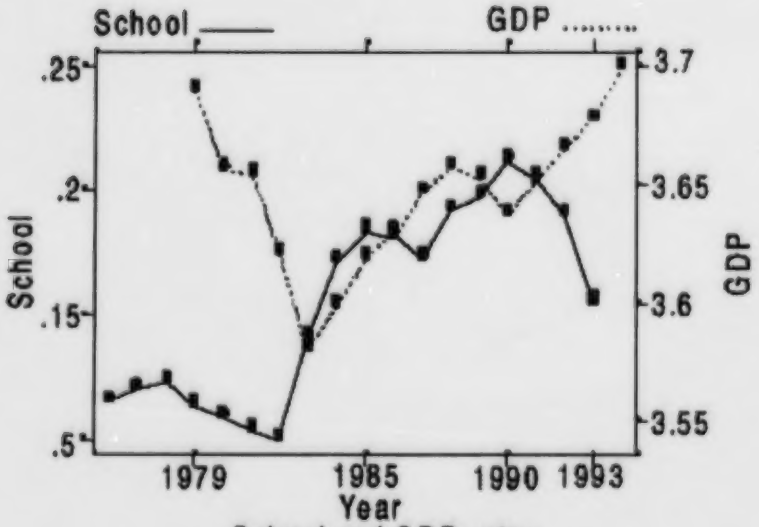


Figure 4 - Rates and H-P Residuals for Males 25-54, > 20 Weeks Worked

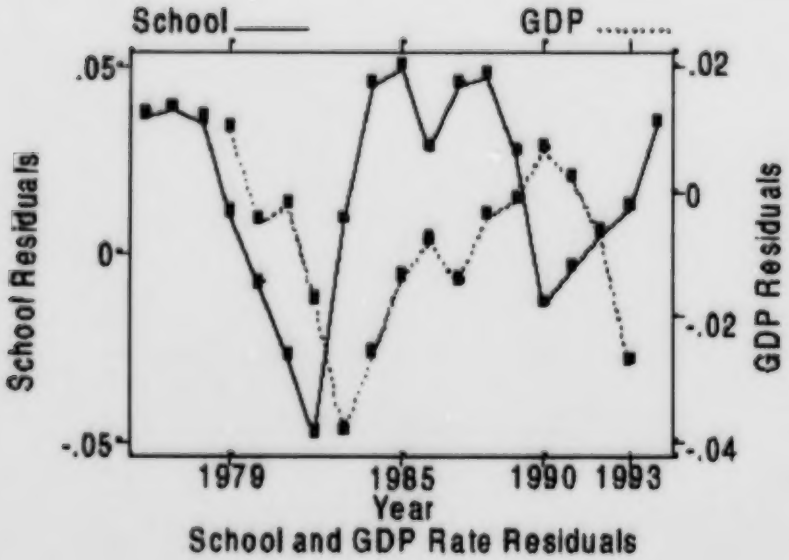




School and Unempl. Rate Residuals



School and GDP rates



School and GDP Rate Residuals

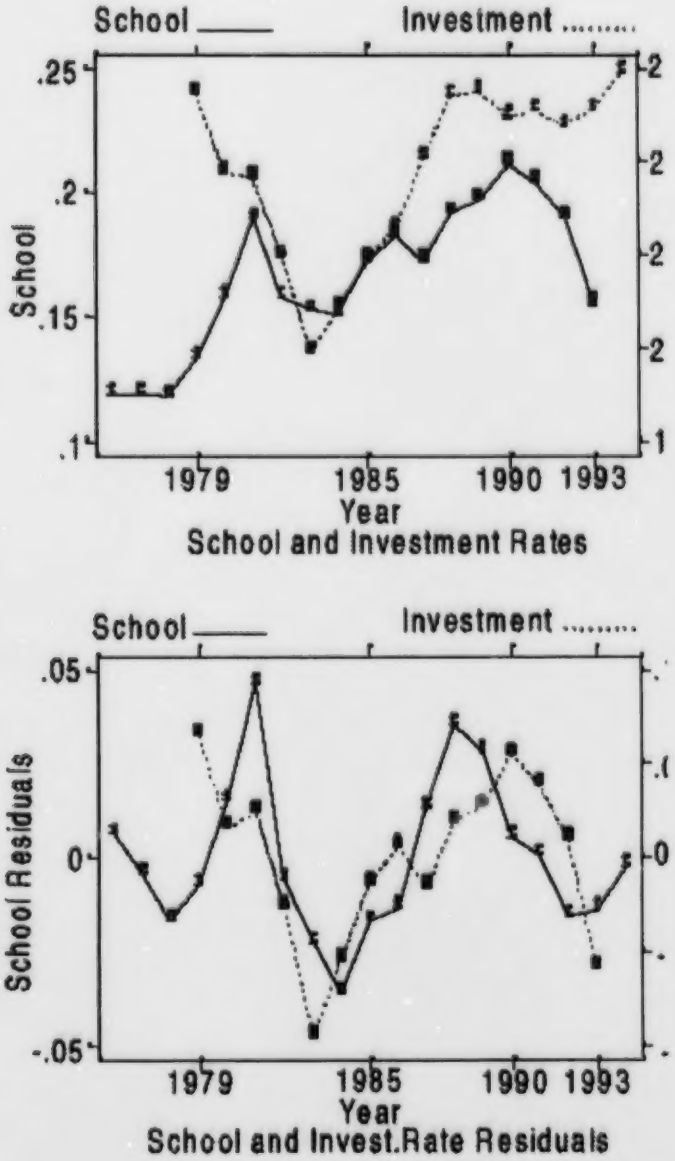
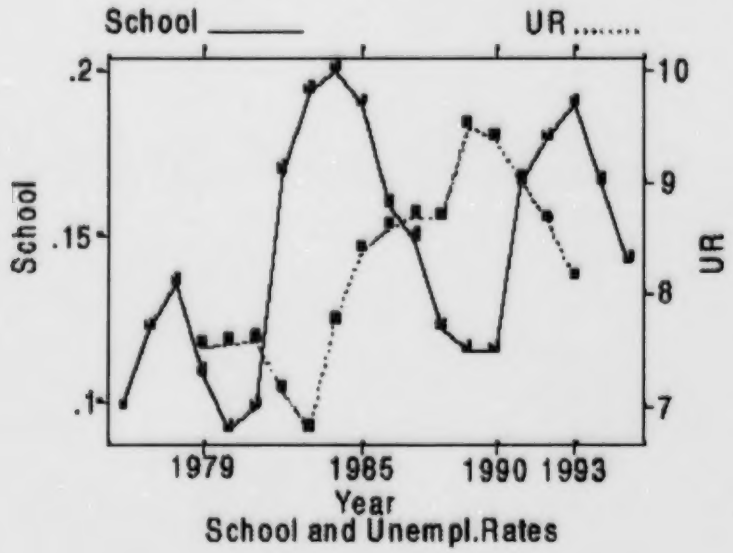
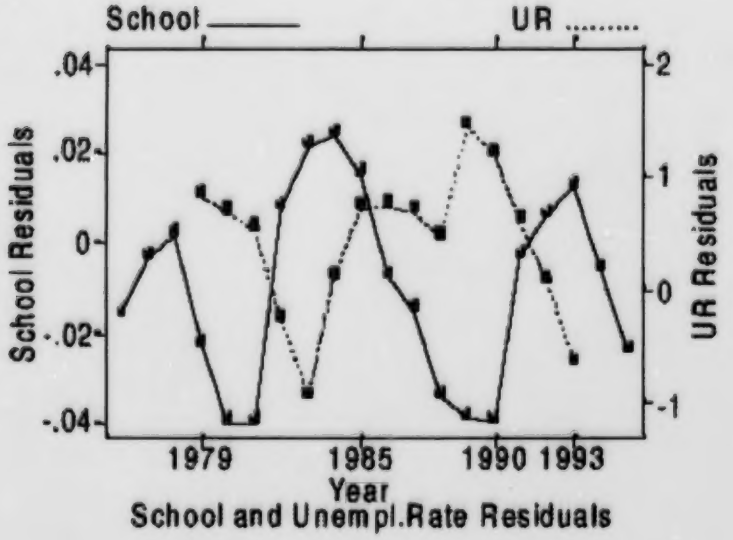


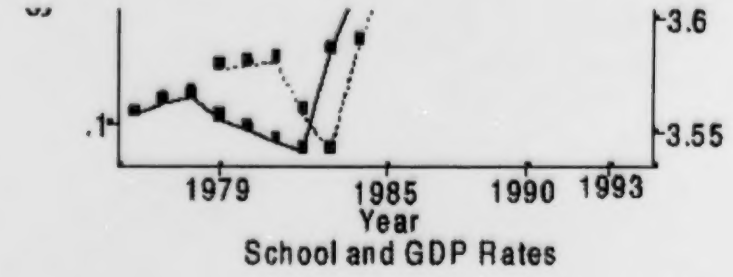
Figure 5 - Rates and H-P Residuals for Females 25-54, > 20 Weeks Worked



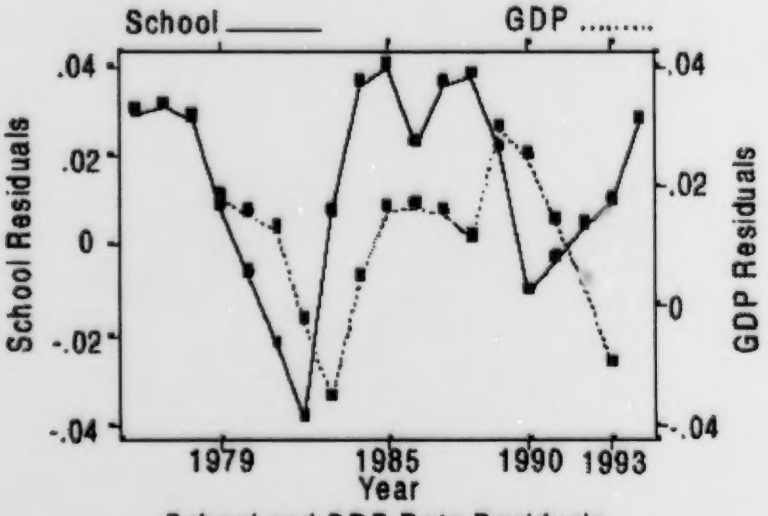
School and Unempl.Rates



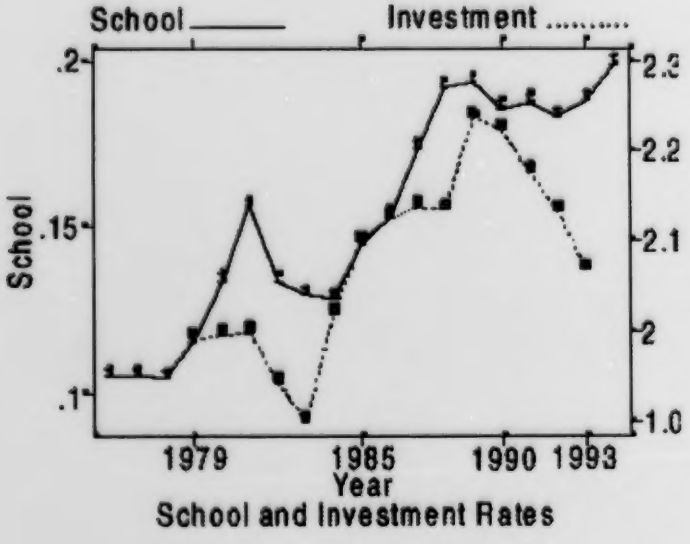
School and Unempl.Rate Residuals



School and GDP Rates



School and GDP Rate Residuals



School and Investment Rates

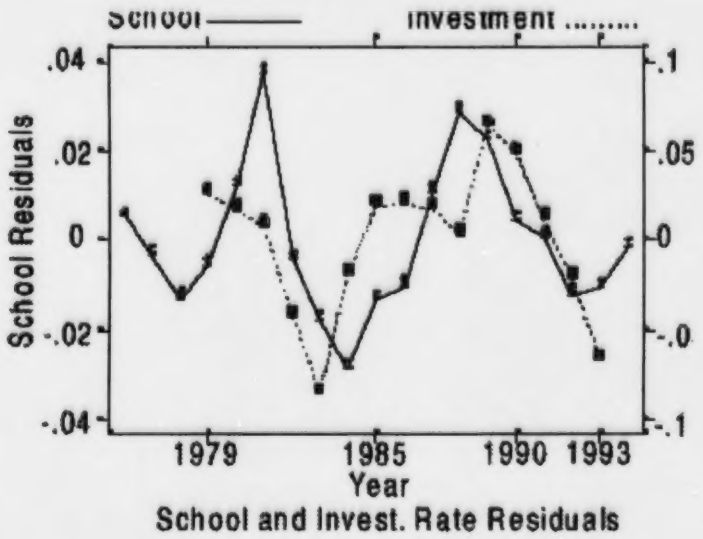


TABLE OF CONTENTS

References

Baxter, M., and King, R.G., (1995), "Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series", NBER Working Paper #5022.

Caballero, R., and Hammour, M., (1994), "The Cleansing Effects of Recessions", *American Economic Review*, 84, 1350-68.

Gouge, R., and King, I., (1996), "A Competitive Theory of Employment Dynamics", *Review of Economic Studies*, (forthcoming).

Hodrick, R., and Prescott, E., (1980), "Post-war Business Cycles: An Empirical Investigation", Manuscript, Carnegie-Mellon University.

King, I., and Welling, L., (1995), "Search, Unemployment and Growth", *Journal of Monetary Economics*, 35, 499-507.

King, R., and Rebelo, S., (1993), "Low Frequency Filtering and Real Business Cycles", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 17, 207-231.

Lewis, A.W., (1958), "Economic Development with Unlimited Supplies of Labour", *Manchester School of Economics and Social Studies*, 22, 139-191.

Lucas, R., and Prescott, E., (1974), "Equilibrium Search and Unemployment", *Journal of Economic Theory*, 7, 188-209.

Saint-Paul, G., (1993), "Productivity Growth and the Structure of the Business Cycle", *European Economic Review*, 37, 861-890.

Schumpeter, J., (1939), *Business Cycles*, McGraw-Hill, New York.

Data other than the return to school series and associated HRDC administrative data was obtained from Statistics Canada's CANSIM database. The following series were used:

D10421 - Total investment in fixed capital at 1986 prices

D21251 - Gross domestic product at factor cost at 1986 prices

D767137 - Employed, men D770464 Employed, women 25-54 yrs

D767874 - Employed, men 15 yrs and over

D768019 - Employed, women 15 yrs and over

D767140 - Unemployment Rate, men 25-54 yrs

D770467 - Unemployment rate, women, 25-54 yrs

D767898 - Unemployment rate, men 15 yrs and over

D768008 - Unemployment rate, women 15 yrs and over

Footnotes

1 Introducing an extra fixed cost of earning would not change the results of this model. What is important is that current wages are foregone when re-tooling in anticipation of future higher wages. ▲

2 The 13 reason categories are: short work (layoff), labour dispute, return to school, injury/illness, voluntary departure, pregnancy, retirement, work-sharing, apprenticeship, age 65, dismissal, leave of absence, and other. The list of reasons has remained remarkably stable over the period; the major exception is the addition of the dismissal group in 1990. ▲

3 Many of the analyses are also conducted for a 30-54 age group sample; the cyclical properties of the series are very similar to that for those 25-54. ▲

4 The smoothing parameter was set to 100 for this exercise in order to be comparable with other studies. See Baxter and King (1995), or King and Rebelo (1993) for a discussion of the choice of the smoothing parameter for data of different frequencies. A wide range of parameter values were tried, but none caused the results to change substantively. ▲

Copyright Human Resources Development Canada
This web page was last modified on 1998-08-01

Canada

Tendance de la rescolarisation des travailleurs pendant le cycle économique

Table des matières

- Page titre
- Sommaire
- 1. Introduction
- 2. Théorie
- 3. Propriétés d'équilibre du recyclage et du chômage
- 4. Données à l'appui
- 5. Conclusion
- Annexe 1 Séries de données du CANSIM employées

Document Complet | Sommaire | Répertoire des rapports d'évaluation

Droits d'auteur, Développement des ressources humaines Canada
dernière mise à jour de cette page web 2000-05-09

Tendances de la rescolarisation des travailleurs pendant le cycle économique

Préparé pour :

Évaluation stratégique et contrôle
Développement des ressources humaines Canada

Août 1998

Préparé par :

Ian King et Arthur Sweetman
Département d'économique
Université de Victoria

SP-AH056F-08-98

(also available in English)

TABLE DES MATIÈRES

Sommaire

Dans cette étude, nous examinons les propriétés cycliques des décisions prises par les travailleurs de se recycler et d'investir en nouveau capital humain. Nous élaborons un modèle avec divers types de capital humain (ou de "professions") et des chocs à la fois particuliers à des professions et globaux. Au début de chaque période, les travailleurs peuvent décider de continuer à exercer leur profession, de devenir chômeurs et d'attendre que la situation s'améliore dans leur profession, ou de retourner à l'école pour se recycler et entrer dans une nouvelle profession dans la prochaine période. Ce modèle prévoit que le recyclage sera procyclique. Nous cherchons à corroborer empiriquement cette hypothèse à l'aide de données administratives du gouvernement fédéral qui se rapportent à la période 1979-1993 et

mesurent le mouvement de rescolarisation des travailleurs canadiens. Nous constatons en outre que les taux de rescolarisation des travailleurs de longue durée sont largement procycliques.

Cette étude a été financée par Développement des ressources humaines Canada. Nous aimerions remercier Ging Wong, Carol Guest et Anne Routhier, de ce même ministère, d'avoir mis les données nécessaires à notre disposition. Nous sommes également redevables à Ed Prescott et à John Kennes de leurs observations utiles.

1. Introduction

Le choix d'une profession est une des décisions les plus difficiles et les plus importantes que peuvent prendre les gens. Cette constatation vaut particulièrement pour les économies où les professions sont hautement spécialisées et exigent des investissements précis en capital humain. Les avantages que procurent la plupart des professions subissent l'influence non seulement de la conjoncture économique générale, mais aussi des conditions propres à des professions. Il existe une incertitude foncière au sujet des avantages futurs que promettent des professions déterminées. Dans cette étude, nous considérons une simple théorie concurrentielle des choix professionnels. Nous présentons un modèle où les travailleurs choisissent des professions où des chocs à la fois particuliers et globaux ont lieu. Une prévision primordiale dans ce modèle est que les changements de profession sont procycliques, c'est-à-dire que plus de travailleurs quittent leur profession pour se recycler en période d'expansion qu'en période de récession. Cette prévision diffère de ce que l'on a appelé la théorie des « coûts de renonciation » de la restructuration, conception avancée par Schumpeter (1939) et, plus récemment, par Caballero et Hammour (1994), Saint-Paul (1993) et d'autres. Suivant cette théorie, les récessions sont l'occasion pour les gens de se recycler puisque le coût de renonciation — perte d'avantages actuels — est faible.

Dans cette analyse, nous ne tentons pas d'examiner les propriétés cycliques du recyclage des chômeurs ou des inactifs, et nous ne prétendons en rien que ces groupes présenteront les tendances cycliques observées chez les travailleurs occupés. Nous nous attachons plutôt aux décisions de ce dernier groupe, qui a été relativement moins étudié, n'étant pas admissible à la plupart des programmes de l'État. Nous faisons valoir que ces travailleurs, qui supportent les coûts de la perte de leur emploi et du retour aux études, forment un groupe intéressant, car leurs décisions nous éclairent sur les périodes

optimales d'accumulation de capital humain le long du cycle économique.

Pour examiner empiriquement les tendances cycliques du recyclage, nous exploitons un ensemble unique de données administratives du gouvernement fédéral où on mesure le mouvement annuel de travailleurs canadiens qui, de 1979 à 1993, ont quitté leur emploi pour retourner à l'école. Toutes les fois qu'il y a cessation d'emploi, les employeurs sont tenus de produire à l'intention de Développement des ressources humaines Canada (DRHC) un relevé d'emploi (RE) qui indique entre autres le motif de cette cessation. Ces données nous permettent d'affirmer que le taux de rescolarisation des travailleurs est largement procyclique, constatation qui vaut pour les deux sexes et pour tous les groupes d'âge et qui vient appuyer, pensons-nous, la théorie présentée.

2. Théorie

La théorie est fort simple : il existe de nombreuses professions et chacune offre des rendements décroissants (c'est-à-dire que le salaire d'équilibre diminue à mesure qu'augmente le nombre de gens qualifiés dans la profession en question). Pour passer à une autre profession, il faut un coûteux investissement dans l'apprentissage de nouvelles techniques (recyclage). Dans chacune des professions, les rendements ou avantages subissent l'influence tant de chocs particuliers que de la conjoncture économique générale. La notion d'équilibre employée est celle d'une concurrence parfaite où l'influence d'une personne est trop petite pour se faire sentir sur les variables globales. Pour modéliser le phénomène, nous recourons à une variante du modèle de recherche d'équilibre de Lucas et Prescott (1974).

Dans sa structure, ce modèle correspond à celui de Gouge et King (1996), mais l'interprétation des variables est différente. Gouge et King étendent l'application du modèle de Lucas et Prescott aux variables de chômage d'attente et de conditions d'incertitude globales. Pour l'essentiel, ce dernier modèle représente une variante stochastique dynamique du modèle de migration mis au point par Lewis (1954). Sous sa forme la plus simple, il comporte une pluralité de lieux, chacun de ces lieux ayant un marché du travail concurrentiel du type classique. Les travailleurs vont entre les lieux jusqu'à égalité des rendements prévus, moins les frais de déplacement. En ajoutant des chocs stochastiques locaux à la demande de travail en chacun de ces lieux, Lucas et Prescott ont pu caractériser des tendances globales

permanentes de déplacement des travailleurs. Dans leur modèle, les travailleurs renoncent au salaire d'une période s'ils décident de se déplacer, et leur mouvement est interprété comme du chômage de recherche. En introduisant des chocs globaux, Gouge et King ont pu caractériser les propriétés cycliques des variables globales du modèle. Dans l'étude de Lewis, les lieux sont littéralement des secteurs géographiques (ville et campagne). Dans celle de Lucas et Prescott, il s'agit d'industries où se produisent des chocs particuliers du côté de la demande. Enfin, dans l'étude de Gouge et King, la définition des lieux est indéterminée mais, à l'instar de Lucas et Prescott, ces auteurs interprètent le mouvement des travailleurs comme du chômage de recherche.

Pour nous, ces lieux seront des professions. Une profession sera donc un ensemble d'emplois avec des exigences communes en capital humain. Pour changer de profession, il faut investir en nouveau capital humain, c'est-à-dire se recycler. Pour se déplacer entre les lieux, des travailleurs doivent renoncer à leur salaire actuel. La durée du déplacement est considérée comme du temps passé à l'école. (Dans notre modèle, nous supposons que tous les travailleurs jouissent d'une instruction de base, mais doivent retourner aux études s'ils veulent acquérir les compétences qu'exige l'exercice d'une nouvelle profession.) Les travailleurs peuvent également décider de ne pas travailler ni d'acquérir de nouvelles compétences. Le modèle prévoit une solution de rechange peu payante au travail qui pourrait correspondre à la valeur des loisirs et (ou) des prestations d'assurance-chômage. (C'est ce que nous appellerons le « taux d'avantage » comme dans les études du travail.) Les travailleurs qui font un choix en ce sens optent pour ce que l'on appelle le chômage d'attente. Dans chaque période, les diverses professions subissent un double choc économique, à la fois particulier et global. Un choc peut être fort ou faible. Il peut aussi être « autocorrélatif » puisque l'état actuel de l'économie nous renseigne sur son éventuel état futur. Les travailleurs connaissent l'état de l'économie et regardent l'avenir. Dans chaque profession, ces deux chocs et le nombre de travailleurs présents interviennent comme facteurs. Passons maintenant à la représentation formelle du modèle.

Modèle

L'économie consiste en un grand nombre de professions productives distinctes. Des travailleurs-consommateurs immortels formant un continuum choisissent la profession qu'ils occuperont dans chaque période (suite discrète de périodes). Les divers travailleurs peuvent occuper une seule profession dans une période. Si dans toute période un travailleur choisit d'exercer sa profession actuelle, il fournit inélastiquement une unité de travail et reçoit le rendement marginal actuel qui est propre à cette profession. Les avantages disponibles en chaque lieu subissent des chocs à la fois particuliers (aux professions)

et globaux. Les chocs particuliers et globaux évoluent tous indépendamment. Le rendement marginal (exprimé selon le bien unique que comprend l'économie en question) disponible dans la profession I dans la période t est ainsi calculé :

$$(2.1) \qquad y^i_t = y^i, \theta_t g(n^i_t)$$

où y^i_t désigne le choc particulier, θ_t le choc global et le n^i_t nombre de travailleurs dans la profession I et où g est différentiable en continu avec

$$(2.2) \qquad g' < \theta, \lim_{n\to\infty} g(n) = \lim_{n\to\infty} g(n) = \infty$$

Les chocs particuliers et globaux suivent les processus indépendants du premier ordre de Markov. Chaque choc peut prendre deux valeurs : $\theta \in \Theta = \{\theta_H, \theta_L\}$, où $0 < \theta_L < \theta_H$; et $\gamma \in \Gamma = \{\gamma_H, \gamma_L$ où $\gamma_H > \gamma_L > 0$. Pour le choc global, la matrice de transition P est censée être en symétrie avec le paramètre de persistance et, $\rho \geq p.100$ pour les chocs locaux, la matrice de transition P est symétrique au paramètre de persistance $\pi > p.100$

Les travailleurs-consommateurs observent toute l'information qui existe, ont des attentes rationnelles et maximisent la valeur actualisée de leurs revenus. Dans chaque période, ils décident de rester dans leur profession ou de se recycler et d'apprendre une nouvelle profession. Le recyclage dure une période et, dans ce cas, les travailleurs renoncent aux avantages de leur profession actuelle pour ceux de la profession dans laquelle ils se retrouvent à la fin de la période [1]. On répartit les travailleurs en recyclage à la fin de la période pour qu'il y ait égalité des avantages auxquels peuvent s'attendre les travailleurs dans l'ensemble des professions. On définit cette répartition par une mesure I sur les états du modèle.

Les travailleurs qui décident de ne pas se recycler dans la période peuvent choisir ou non de travailler là où ils se trouvent actuellement. Ceux qui choisissent de travailler fournissent inélastiquement une unité de travail contre sa rémunération du moment. Ceux qui font le choix contraire reçoivent le « taux d'avantage » constant w et sont appelés « chômeurs ». La condition Inada (2.2) implique que des gens travailleront dans toutes les professions. Ainsi, dans toute profession où des gens choisissent le chômage, le rendement d'équilibre du travail doit être égal à w.

Comportement d'équilibre

Soit x^t_i le nombre de travailleurs dans la profession I au début de la période t. La paire (x,γ) définit l'état d'une profession. Soit $v_t(x,y)$ désignant la masse d'équilibre des professions ayant l'état (x,γ) . Nous nous limiterons aux équilibres stochastiquement stationnaires où les fonctions de comportement d'équilibre dépendent seulement de l'état et de la valeur actuelle du choc global. Nous pouvons donc utiliser le triplet (x,γ,θ) pour indexer les types de professions.

Soit $s\ (x,\gamma,\theta)$ désignant le nombre de travailleurs des professions du type (x,γ,θ) qui décident de se recycler au début de la période, c'est-à-dire de quitter leur profession pour retourner aux études. Soit $a\ (x,\gamma,\theta)$ désignant le nombre de travailleurs qui entrent (après recyclage) dans les professions du type (x,γ,θ) à la fin de la période. Soit $v\ (x,\gamma,\theta)$ désignant l'avantage que prévoient recevoir les travailleurs qui demeurent dans les professions du type (x,γ,θ) . Soit β désignant le facteur d'actualisation des travailleurs.
$v\ (x,\gamma,\theta)$ est alors défini par :

$$(2.3)\quad v(x,\gamma,\theta) = \max\ _\ \omega,\gamma\ \theta\ g(x\text{-}s)\ _+\ \beta_\ E[v(x\text{-}s+a,\gamma',\theta)_x,\gamma,\theta]$$

La valeur prévue du choix du recyclage est :

$$(2.4)\quad \lambda^r\ (x,\gamma,\theta) = \beta_\ \dot{o}\ E[v(x\text{-}s+a,\gamma',\theta')_x,\gamma,\theta]\ I\ (dx\text{-}d\gamma)$$

La valeur prévue du choix du chômage est :

$$(2.5)\qquad \lambda^r\ (x,\gamma,\theta) = \omega+\beta_\ E[v\text{-}s+a,\gamma',\theta')_x,\gamma,\theta]$$

Toutes les fois que des travailleurs quittent une profession (c'est-à-dire que $s\ (x,\gamma,\theta\ \rangle 0)$, les travailleurs qui décident d'y rester doivent, à l'équilibre, être au point d'indifférence quant à la décision de demeurer ou de quitter. Ainsi, la valeur d'équilibre liée à une profession où des travailleurs quittent est $\lambda^s\ (x,\gamma,\theta)$. Toutes les fois que des travailleurs décident d'entrer dans cette profession (c'est-à-dire que $a\ (x,\gamma,\theta\ \rangle 0)$, la valeur de la profession pour chaque nouveau venu est $\lambda^s\ (x,\gamma,\theta)$ à la fin de la période. Ainsi, la valeur s'offrant à un travailleur dans une de ces professions en début de période est $\lambda^s\ (x,\gamma,\theta)$, plus l'avantage actuellement disponible dans cette même profession. Dans toute autre profession qui ne perd ni ne gagne de travailleurs, la valeur pour ceux-ci est l'avantage actuel, plus la valeur prévue (actualisée) de la période suivante par rapport à la population actuelle. Ainsi, il est possible de récrire la fonction de valeur de la manière suivante :

$$(2.6)\qquad \begin{array}{l} \lambda^{s}(x,\gamma,\theta) \quad \text{si} \quad s(x,\gamma,\theta) \\ v(x,\gamma,\theta) = \lambda^{s}(x,\gamma,\theta) + \max\{\omega,\gamma\,\theta\,g(x)\} \quad \text{si} \quad a(x,\gamma,\theta)>0 \\ \max\{\omega,\gamma\,\theta\,g(x)\} + \beta\,E[v(x,\gamma',\theta)\gamma,\theta] \text{ toute autre location} \end{array}$$

Nous sommes désormais en mesure de définir un état d'équilibre dans ce modèle.

Définition 2.1 :

Un équilibre pour une distribution initiale v_{t-1} et une valeur initiale de choc global θ_{t-1} est un ensemble de fonctions $y(x,\gamma,\theta)$, $\lambda(\theta)$, $n(x,\gamma,\theta)$, $s(x,\gamma,\theta)$, $a(a,\gamma,\theta)$, $v(x,\gamma,\theta)$ et une distribution v_t de sorte :

a) que les travailleurs maximisent la valeur actualisée de leurs revenus (c'est-à-dire qu'il y a égalité de (2.3) et (2.6))

b) que, dans les professions où des travailleurs quittent, les valeurs prévues du retour aux études et du chômage soient à égalité et indépendantes de x et γ:

$$(2.7)\qquad \lambda^{s}(\theta) = \lambda^{u}(\theta) = \lambda(\theta)$$

c) que le nombre global de travailleurs qui quittent les professions corresponde à celui des travailleurs qui entrent dans d'autres professions :

$$(2.8)\quad S(\theta,v) = \int s(x,\gamma,\theta)\,dnu = a(x,\gamma,\theta)\,dv = A(v,\theta)$$

d) que soit satisfaite la condition suivante, selon laquelle la distribution d'équilibre après recyclage, v_t, concorde avec les décisions d'optimisation des agents par rapport à v_{t-1} :

$$(2.9)\qquad v_t(\theta,v) = \int I_{[\ldots]}(x)\,P(\gamma_t-\gamma)\,v_{t-1}(dx,d\gamma)$$

On peut mettre les équations (2.3) à (2.9) en solution pour les valeurs d'équilibre de l'emploi et de la population dans chaque profession. Comme nous l'avons déjà mentionné, la distribution v_t ne sera généralement pas constante à cause du choc global θ, mais le processus stochastique qui produit la suite $_v_t_$ est stationnaire.

TABLE DES MATIÈRES

3. Propriétés d'équilibre du recyclage et du chômage

À l'instar de Gouge et King (1996), nous nous intéressons dans cette étude à un sous-ensemble particulier des équilibres à la fois calculables et (prétendons-nous) économiquement utiles. Dans ces équilibres, la suite $_v_t_$ ne compte que huit points de masse. Ajoutons que les professions de haute productivité offrent, en période tant d'expansion que de contraction, des avantages d'équilibre supérieurs à w et ne connaissent donc aucun chômage. Dans les professions de faible productivité, les avantages d'équilibre sont ramenés à w dans les expansions comme dans les contractions, si bien que ces lieux subissent un certain chômage à chaque phase du cycle. (La valeur globale du chômage varie toutefois le long du cycle.)

Les valeurs globales d'équilibre du recyclage et du chômage se définissent respectivement ainsi :

$$S(\theta, \nu) = \int s(x,\gamma,\theta) \quad \nu \, (dx\text{-}d\gamma)$$

$$U(\theta, \nu) = \int [\, x - s(x,\gamma,\theta) - n(x,\gamma,\theta) \,] \, \nu \, (dx\text{-}d\gamma)$$

Pour poursuivre, nous devons définir ce que nous entendons par « propriétés cycliques ». La façon la plus simple d'analyser les propriétés cycliques des variables d'intérêt est d'examiner leurs valeurs pour différentes valeurs de θ . Ainsi, nous qualifions une variable de « procyclique » si sa valeur est supérieure lorsque $\theta=\theta_H$, et d'« anticyclique » en cas de supériorité lorsque $\theta=\theta_L$. Nous employons deux méthodes pour caractériser ces propriétés. Nous nous demandons d'abord si, pour un même v de début de période, les valeurs d'équilibre de ces variables seront supérieures $\theta=\theta_H$, ou si $\theta=\theta_L$. Nous examinons ensuite la valeur de ces mêmes variables dans les deux équilibres limites qui se dégagent dans la lointaine éventualité où le choc global θ demeurerait indéfiniment à une de ses deux valeurs possibles. Ces deux équilibres limites sont ce que l'on appelle l'« expansion éternelle » et la « contraction éternelle » pour des suites ininterrompues de θ_H et θ_L respectivement. Le théorème qui suit résume le comportement cyclique du recyclage et du chômage dans cet équilibre.

Théorème :

Dans un équilibre de huit points de masse, la recherche et le chômage présentent les propriétés suivantes:

$$U(\theta_H, v) < U(\theta_L, v_L) \qquad U(\theta_H, v_H) < U(\theta_L, v_L)$$

$$S(\theta_H, v) \geq U(\theta_L, v_L) \qquad S\ \theta_H, v_H) \geq S(\theta_L, v_L)$$

De plus :

i) si ρ=0,5 et $S(\theta_H, v) = U(\theta_L, v)$ et $S(\theta_H, v_H) = S(\theta_L, v_L)$

ii) si ρ=0,5 et $S(\theta_H, v) > U(\theta_L, v)$ et $S(\theta_H, v_H) > S(\theta_L, v_L)$

Preuve : Voir Gouge et King (1996), proposition 5.1.

Interprétation

La première ligne d'inégalités dans ce théorème implique que le chômage est anticyclique (comme nous devions nous y attendre). La première inégalité indique que, pour toute distribution d'équilibre en début de période, le chômage est plus élevé en période de contraction qu'en période d'expansion. Selon la deuxième inégalité, il y aurait également plus de chômage dans une contraction éternelle que dans une expansion éternelle. Le chômage d'équilibre est anticyclique pour des raisons évidentes : en période de contraction, la rémunération diminue dans toutes les professions, si bien que les gens sont plus nombreux à opter pour le taux d'avantage w.

Le recyclage d'équilibre est indépendant du cycle si $p = 0,5$, et ce, parce que les travailleurs ne reçoivent pas tous les avantages du recyclage avant la période suivante. Si $p = 0,5$, la connaissance de la valeur du choc global ne nous renseigne pas utilement sur les avantages futurs, car le choc global de la période suivante peut aussi bien être une expansion qu'une contraction. Le coût de déplacement est également constant sur le cycle et correspond au salaire d'une période dans les professions de faible productivité, et donc à w.

Toutefois, si $p > 0,5$, une période actuelle d'expansion implique qu'une expansion est plus probable qu'une contraction dans la période suivante. Dans les professions de forte productivité, les avantages sont plus grands dans les expansions que dans les contractions et, ainsi, les avantages du recyclage seront supérieurs en période d'expansion. Le coût du recyclage est encore fixe à w dans ce cas. Selon la seconde ligne d'inégalités dans le théorème que nous avons présenté, il y a plus de recyclage dans les expansions que dans les contractions pour toute distribution d'équilibre en début de période, et il y en a plus aussi dans

une expansion éternelle que dans une contraction éternelle. Bref, le recyclage est procyclique.

TABLE DES MATIÈRES

4. Données à l'appui

Données

Les données auxquelles nous avons accès sont tirées des dossiers administratifs de DRHC et représentent un échantillon aléatoire de 10 p. 100 de l'ensemble des relevés d'emploi. Il s'agit d'un dénombrement annuel national — qui est uniformément défini — des cessations d'emploi pour la période 1979-1993. Aux fins de ce recensement, la population étudiée comprend tous les travailleurs rémunérés non établis à leur compte. Pour chaque cas de cessation d'emploi, on peut en outre indiquer l'âge et le sexe du travailleur et la durée de l'emploi qu'il quitte. Treize catégories de « motifs de cessation » — dont le retour aux études — figurent dans la version actuelle du relevé d'emploi, mais un seul motif est mentionné par cessation [7]. Si un travailleur est mis en disponibilité ou renvoyé ou encore change volontairement d'emploi pour ensuite décider de retourner à l'école, il n'est pas pris en compte ici. Les seuls cas observés de retour aux études sont ceux de travailleurs qui, au moment de la cessation, déclarent avoir l'intention de revenir à l'école. Comme certains travailleurs licenciés ou appartenant à la catégorie « autres motifs » retournent sans doute aussi aux études, notre mesure se trouve à sous-estimer le nombre de travailleurs qui passent du travail aux études, ainsi que l'accumulation officielle de capital humain.

Il paraît raisonnable de supposer que la catégorie du retour aux études comprend deux types de cessations d'emploi, c'est-à-dire les cessations d'emploi temporaire — il s'agit ordinairement d'emplois d'été — par les étudiants qui reprennent leurs études, et les cessations d'emploi permanent par des travailleurs qui décident de se rescolariser. C'est à cette dernière catégorie que nous nous intéressons au premier chef dans cette étude, et on peut dire qu'est ainsi mesuré un aspect du recyclage ou de l'enrichissement du capital humain là où les travailleurs décident de quitter leur emploi pour fréquenter à nouveau un établissement d'enseignement. Nous nous efforçons d'isoler, par l'âge et la durée d'emploi, ces sous-catégories du motif de cessation d'emploi « retour aux études ».

Les séries chronologiques de la base de données CANSIM de Statistique Canada peuvent servir à une comparaison des propriétés

cycliques de la série du retour aux études. Nous employons en particulier les séries du Produit interieur brut (PIB) et de l'investissement, dont les valeurs s'expriment dans l'un et l'autre cas en dollars de 1986, ainsi que la série des taux de chômage en fonction de l'âge (voir l'annexe I). On divise les valeurs des séries de l'investissement et du PIB par les valeurs du chômage en moyenne annuelle et on en prend ensuite les logarithmes naturels dans les deux cas. Chaque série est divisée par les valeurs de l'emploi en fonction de l'âge. Hommes et femmes sont analysés séparément dans deux groupes d'âge, à savoir les 15 ans et plus (tranche d'âge conforme à la définition de la population active à Statistique Canada) et les 25 à 54 ans (groupe des travailleurs d'âge adulte) [9]. Cette dernière tranche d'âge postérieure à l'âge normal de la plupart des élèves qui obtiennent leur premier grade ou certificat au palier postsecondaire nous livre donc une mesure qui subit moins l'influence négative de la disponibilité d'emplois d'été tout au long du cycle économique. Le tableau 1 présente des statistiques sommaires de la répartition des durées d'emploi en 1983 et 1989, années qui se trouvent respectivement au minimum et près du maximum des valeurs de la série du retour aux études. Pour l'échantillon de tous les travailleurs de plus de 15 ans, la durée moyenne de l'emploi est d'un peu plus de six mois et augmente légèrement en période de creux (1983). Ajoutons que les emplois sont d'une plus grande durée moyenne pour les femmes que pour les hommes avec des valeurs respectives de 36,2 et 29,1 semaines en 1983 et de 30,4 et 24,7 en 1989. Dans tous les cas cependant, la médiane est très basse, soit 14 ou 15 semaines. Pour le groupe d'âge supérieur à la droite du tableau 1, la distribution s'infléchit en faveur des emplois de plus grande durée moyenne, mais les femmes présentent encore des durées moyennes supérieures à celles des hommes. De plus, la répartition des hommes d'âge adulte offre de très grandes similitudes dans les années de creux et de crête, alors que, dans les trois autres groupes, on observe une plus grande proportion de durées moindres dans les années de culmination.

On peut voir à la figure 1 un histogramme des durées d'emploi, abstraction faite de tous les emplois de plus de 50 semaines pour plus de clarté. On peut nettement constater dans cette figure qu'une forte proportion des emplois aboutissant à un retour aux études durent moins de 20 semaines, beaucoup étant probablement des emplois d'été occupés par des étudiants, car le chiffre de 20 semaines correspond de près à la durée de la relâche estivale dans bien des universités. Pour examiner les emplois plus stables indépendamment des emplois de courte durée, nous présentons les résultats selon l'âge et le sexe pour les emplois de toute durée occupés avant la cessation, ainsi que pour les emplois qui ont duré au moins 20 semaines. Ainsi que nous l'avons dit, si nous nous trouvons, en un sens, à stratifier l'échantillon en fonction d'une variable endogène, l'exercice vise à isoler deux « types » d'emplois. Nous montrerons cependant que les résultats sont fort semblables pour les deux groupes.

Le tableau 2 décrit la structure par âge des travailleurs rescolarisés qui ont occupé pendant au moins 20 semaines l'emploi qui a précédé la cessation. Une franche proportion de 95 p. 100 des intéressés se trouvent au début de la trentaine ou sont plus jeunes encore. Ajoutons que les répartitions ne varient pas selon les stades du cycle économique, ni d'ailleurs entre les sexes.

Nous résumons respectivement la série aux tableaux 3 et 4 pour les emplois de toute durée et les emplois de plus de 20 semaines. On trouvera dans la partie supérieure du tableau 3 les statistiques sommaires de la série du retour aux études pour les hommes. Chaque année, 125 000 hommes de 15 ans et plus en moyenne quittent leur emploi pour retourner à l'école. C'est environ 1,80 p. 100 de l'emploi et la proportion varie de 1,08 p. 100 à 2,41 p. 100. Il y a quelque 20 000 hommes de 25 à 54 ans en moyenne, soit environ 0,42 p. 100 du nombre total d'hommes occupés de ce groupe d'âge, qui ont aussi choisi de se recycler chaque année. Le taux féminin est bien inférieur au taux masculin, les valeurs respectives étant de 1,28 p. 100 et 0,27 p. 100 pour les 15 ans et plus et les 25 à 54 ans. Cela donne en moyenne annuelle des valeurs approximatives de 89 000 et 13 000 travailleuses qui retournent à l'école dans les mêmes groupes d'âge.

Le tableau 4 présente des statistiques semblables à celles du tableau 3, mais pour les travailleurs qui ont occupé un emploi pendant au moins 20 semaines avant la cessation. Les valeurs globales sont réduites et l'écart entre les taux masculin et féminin est légèrement moindre pour ce groupe. Les femmes présentent en effet un taux inférieur de 26 p. 100 à celui des hommes, contre un écart de 36 p. 100 pour les emplois de toute durée. Si la proportion de travailleurs occupés d'âge adulte qui retournent aux études est faible dans une année, ces travailleurs n'en tiennent pas moins une grande place dans la population active et, considéré sur un certain nombre d'années, le nombre de travailleurs rescolarisés ne saurait être tenu pour négligeable. Dans l'ensemble, le taux annuel moyen de recyclage des travailleurs masculins de 25 à 54 ans s'établit à 0,42 p. 100 pour les emplois de toute durée avant la cessation et à 0,19 p. 100 pour les emplois de plus de 20 semaines. Il semblerait donc que, si les travailleurs ne se recyclent qu'une fois, une proportion approximative de 12,6 p. 100 (30*0,42) de tous les travailleurs de sexe masculin se rescolarisent à des fins de recyclage à un stade quelconque de leur carrière à l'âge adulte. Quelque 5,7 p. 100 (30*0,19) des hommes occupant un emploi pendant au moins 20 semaines avant la cessation retournent se recycler à l'école à un moment quelconque à l'âge adulte. Pour les femmes, les chiffres correspondants sont de 8,1 p. 100 (30*0,27) et 4,2 p. 100 (30*0,14). Comme certains travailleurs de 25 à 54 ans ont sans doute quitté des emplois cumulés pour retourner aux études, nous y voyons la limite supérieure de la propension des travailleurs à se rescolariser.

Les figures 2 à 5 mettent en parallèle certaines séries du cycle économique et les résidus de ces mêmes séries après décomposition du cycle à l'aide du filtre Hodrick-Prescott (H-P : 1980), d'un côté, et les taux de retour aux études et leurs résidus, de l'autre [4]. Chaque figure renferme six courbes où on compare respectivement le taux de rescolarisation, d'une part, et - de droite à gauche - le taux de chômage, le PIB (log) par personne occupée et l'investissement (log) par personne occupée, d'autre part. Les trois courbes du bas présentent les résidus du filtre Hodrick-Prescott pour les séries supérieures. Comme nous prenons le logarithme des séries du PIB et de l'investissement, cela veut dire que les résidus sont des pourcentages, et non pas des écarts exprimés en valeur absolue. On notera que la série du recyclage s'étend sur 15 ans (soit de 1979 à 1993), mais que les autres débutent en 1976 et se terminent un ou deux ans après la série de l'accumulation de capital humain selon les données disponibles. Cela donne une meilleure idée de la tendance générale et, dans l'analyse des corrélations, permet de décaler négativement ou positivement les séries autres que celle du recyclage, tout en retenant les 15 ans de cette dernière série. Comme le filtre H-P s'applique à seulement 15 observations annuelles, les résultats obtenus n'ont qu'une valeur indicative.

Si on examine la figure 2 portant sur les hommes de 25 à 54 ans ayant occupé un emploi de toute durée avant le retour aux études, le taux de rescolarisation, qui est le même dans les trois courbes supérieures, ne semble pas accuser de tendance notable, bien que la série soit trop brève pour vraiment nous éclairer sur la question. Son caractère cyclique est cependant évident. Par contraste, les trois autres séries sont toutes nettement croissantes sur la période, tout en comportant un élément cyclique manifeste. Si on cherche des covariations dans les écarts par rapport à la tendance générale à l'aide des résidus du filtre H-P des séries des taux de rescolarisation de chômage — courbe inférieure à gauche — une série paraît culminer alors que l'autre tombe à un minimum comme le laissait prévoir l'analyse théorique précédente. En revanche, dans la courbe du milieu, les résidus de la série de la rescolarisation semblent covarier avec la série du PIB, mais avec un certain décalage. Enfin, dans la courbe de droite, les résidus des valeurs du capital matériel et du capital humain semblent en covariation le long du cycle économique, mais les valeurs de l'investissement humain précéderaient celles de l'investissement matériel dans au moins les deux derniers tiers de la période.

La figure 3 reprend pour les femmes les courbes relatives aux hommes de la figure 2. Une différence digne de mention dans la série du recyclage est que, contrairement à ce qui se passe chez les hommes, les valeurs croissent sensiblement pendant la période. En gros, le taux féminin de rescolarisation s'établit environ à 45 p. 100 de celui des hommes pendant les quelques premières années de la période et à

75 p. 100 vers la fin. Malgré ces différences de tendance générale, les courbes de résidus offrent des similitudes remarquables. Les taux de rescolarisation et de chômage sont réciproquement anticycliques et les séries du PIB et de l'investissement s'accordent avec notre mesure de l'accumulation de capital humain, mais avec un décalage de phase par rapport au PIB.

Nous avons vérifié les courbes pour les gens qui ont occupé un emploi pendant au moins 20 semaines avant de retourner aux études, mais jamais les résultats ne s'en sont trouvés largement modifiés. Nous présentons les valeurs de rescolarisation à la figure 4 pour les hommes de 25 à 54 ans et à la figure 5 pour les femmes du même âge. La grande différence par rapport à ce qui précède est que le taux de recyclage s'élève plus lentement du milieu à la fin des années 1980. Ainsi, les résidus de la série du retour aux études sont plus en convergence avec ceux de la série de l'investissement et plus en divergence avec ceux de la série du PIB. Nous ne présentons pas de courbes pour les travailleurs de 15 ans et plus, car leurs résultats sont très proches de ceux dont nous avons déjà parlé. Nous en indiquons toutefois les corrélations plus loin. Le tableau 5 présente les corrélations contemporaines et croisées pour les résidus H-P des séries dans le cas des travailleurs ayant occupé un emploi de toute durée avant la cessation et le tableau 6 fait de même pour les emplois de plus de 20 semaines. Dans tous les groupes étudiés, on observe une corrélation contemporaine négative à la fois ample et significative entre les résidus des séries de la rescolarisation et du chômage, laquelle concorde avec celle que l'on a constatée dans les courbes. Les valeurs de corrélation contemporaine entre les résidus des séries de la rescolarisation et de l'investissement sont modérées et parfois significatives. Si on se reporte à la série de l'investissement avec une période en avant, la corrélation reste modérée — de 0,45 à 0,60 -, mais elle est significative au moins au niveau de 10 p. 100 à chaque essai. Les corrélations de résidus sont significatives dans le cas de la série du PIB, mais en décalage par rapport à la série des taux de rescolarisation. Toute les corrélations contemporaines sont faibles et non significatives. En revanche, s'il y a décalage d'un an, la corrélation est de 0,50 à 0,85 et universellement significative à 6 p. 100 ou mieux. En décalage de deux ans, la corrélation gagne habituellement un peu en ampleur et en signification. Il semblerait que la série du recyclage (capital humain) soit en décalage d'un an ou deux par rapport à la série du PIB. Il reste que, d'ordinaire, avec un décalage positif d'un an et toujours avec un décalage positif de deux ans, le coefficient de corrélation prend une valeur négative modérée et significative. On voit donc bien que les deux séries sont en décalage et que le cycle est relativement court. Si on décale négativement la série du PIB, elle est en phase avec la série de la rescolarisation et, si on la décale positivement de deux périodes, il y a alignement des creux et des crêtes des séries.

TABLE DES MATIÈRES

5. Conclusion

La théorie implique que, si le choc global est en autocorrélation positive (où $p > 0,5$), le recyclage sera procyclique. Le raisonnement de base est que les avantages du recyclage viennent des futurs rendements prévus, lesquels sont supérieurs en période d'expansion, mais que le coût du recyclage ne varie pas pendant le cycle. C'est là une variante de l'« effet de capitalisation » évoqué dans les études de la croissance (Aghion et Howitt (1994); King et Welling (1995)). Dans les économies en général, cet effet est opposé à celui du « coût de renonciation » de Schumpeter. Dans ce modèle, l'effet de coût de renonciation est nul, parce que la valeur de renonciation du recyclage est constante pendant le cycle (w). La question de savoir quel effet domine en général est empirique.

Considéré empiriquement, l'effet de capitalisation paraît dominer. La rescolarisation à des fins de recyclage revêt un caractère largement procyclique, ce qui ressort plus nettement des figures 4 et 5. Les travailleurs de 25 à 54 ans (qui n'occuperont probablement doute pas d'emplois d'été) retournent à l'école lorsque le taux de chômage n'est pas haut, mais bas. Cet effet cyclique est aussi en corrélation positive avec le PIB et l'investissement en capital matériel.

Tableau 1
Répartition des durées d'emploi (semaines de travail) avant le retour aux études en 1983 et 1989

Hommes	15+		25-54	
	1983	1989	1983	1989
Centiles				
5	3	3	3	3
25	9	8	11	12
50	15	14	18	17
75	24	18	51	45
95	112	83	210	214
Moy.	28,1	24,7	50,5	50,1
(Err.-type)	(0,601)	(0,422)	(2,472)	(1,978)

Femmes	15+		25-54	
	1983	1989	1983	1989
Centiles				
[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]

25	10	9	13	12
50	15	14	31	22
75	33	21	99	70
95	144	111	274	329
Moy.	**36,2**	**30,4**	**74,1**	**68,9**
(Err.-type)	(0,897)	(0,587)	(3,947)	(2,653)

Tableau 2
Répartition de l'âge de ceux retournant aux études durant 1983 et 1989 avant le retour aux études pour 1983 et 1989
(emplois d'au moins 20 semaines)

Hommes

	15+		25-54	
	1983	**1989**	**1983**	**1989**
Centiles				
5	17	16	25	25
25	19	19	25	25
50	21	21	27	26
75	23	23	31	32
95	30	31	42	41
Moy.	**22,0**	**21,6**	**29,5**	**29,6**
(Err.-type)	(0,056)	(0,042)	(0,158)	(0,110)

Femmes

	15+		25-54	
	1983	**1989**	**1983**	**1989**
Centiles				
5	17	17	25	25
25	19	19	25	25
50	21	20	29	29
75	23	23	34	35
95	32	33	45	44
Moy.	**21,9**	**21,7**	**31,0**	**31,1**
(Err.-type)	(0,076)	(0,051)	(0,239)	(0,146)

Tableau 3
Statistiques annuelles de la catégorie du retour aux études [illegible]

	Moy. ann.	Ec.-type	Min.	Max.
Hommes				
Nombre de travailleurs qui sont retournés aux études				
25-54	20 845	3 319	12 830	25 890
15+	124 780	22 070	79 270	158 500
Nombre de travailleurs en proportion de l'emploi (%)				
25-54	0,42	0,05	0,29	0,49
15+	1,80	0,31	1,08	2,41
Femmes				

Nombre de travailleuses qui sont retournées aux études				
25-54	12 869	3 771	7 030	15 340
15+	88 593	18 013	45 030	113 670
Nombre de travailleuses en proportion de l'emploi (%)				
25-54	0,27	0,08	0,16	0,35
15+	1,28	0,22	0,70	1,54

Nota : Par emploi, on entend le nombre total d'hommes et de femmes occupés dans chaque groupe d'âge.

Tableau 1
Statistiques sommaires du retour aux études
(emplois d'au moins 20 semaines)

	Moy. ann.	Éc.-type	Min.	Max.
Hommes				
Nombre de travailleurs qui sont retournés aux études				
25-54	8 891	1 446	5 920	11 120
15+	29 718	4 498	20 350	39 190
Nombre de travailleurs en proportion de l'emploi (%)				
25-54	0,19	0,03	0,14	0,24
15+	0,43	0,06	0,31	0,59
Femmes				
Nombre de travailleuses qui sont retournées aux études				
25-54	6 771	1 792	3 990	9 530
15+	24 247	4 711	14 790	31 820
Nombre de travailleuses en proportion de l'emploi (%)				
25-54	0,14	0,03	0,09	0,18
15+	0,35	0,05	0,23	0,43

Nota : Par emploi, on entend le nombre total d'hommes et de femmes occupés dans chaque groupe d'âge.

Tableau 2
Comportement cyclique des taux de retour aux études et de changements de [illegible] selon des écarts par rapport à la tendance générale à l'emploi de toute durée

	Corrélations croisées du taux de retour aux études				
Variable x	x(t-2)	x(t-1)	x(t)	x(t+1)	x(t+2)
Hommes de 25 à 54 ans					
T [illegible]	0,09	-0,58**	-0,83***	-0,46*	-0,09

	(0,938)	(0,024)	(0,000)	(0,079)	(0,824)
INVEST.	-0,33	0,16	0,55**	0,55**	0,42#
	(0,226)	(0,561)	(0,033)	(0,033)	(0,133)
PIB	0,77***	0,73***	0,06	-0,51**	0,57#**
	(0,001)	(0,002)	(0,915)	(0,061)	(0,032)
Hommes de 15 ans et plus					
T. DE CHÔM.	0,28	-0,35	-0,79***	-0,61**	-0,32#
	(0,303)	(0,196)	(0,000)	(0,016)	(0,270)
INVEST.	-0,53**	-0,07	0,40	0,63***	0,54# **
	(0,040)	(0,809)	(0,138)	(0,012)	(0,045)
PIB	0,64***	0,65***	0,30	-0,34	-0,58#**
	(0,009)	(0,000)	(0,277)	(0,208)	(0,030)
Femmes de 25 à 54 ans					
T. DE CHÔM.	0,32	-0,27	-0,67***	-0,62**	-0,27
	(0,244)	(0,336)	(0,006)	(0,012)	(0,322)
INVEST.	-0,30	0,12	0,43	0,52**	0,45# *
	(0,270)	(0,679)	(0,109)	(0,046)	(0,105)
PIB	0,73***	0,77***	0,24	-0,36	-0,51# *
	(0,002)	(0,001)	(0,374)	(0,191)	(0,059)
Femmes de 15 ans et plus					
T. DE CHÔM.	0,47*	-0,13	-0,63***	-0,69***	-0,42
	(0,078)	(0,646)	(0,012)	(0,004)	(0,113)
INVEST.	-0,50*	-0,11	0,28	0,60***	0,54# **
	(0,060)	(0,706)	(0,315)	(0,019)	(0,048)
PIB	0,60**	0,85***	0,39	-0,24	-0,56#**
	(0,018)	(0,000)	(0,155)	(0,390)	(0,039)

Nota :Tous les décalages négatifs ou positifs visent les séries du taux de chômage, de l'investissement et du PIB. Il est ainsi possible d'exploiter les 15 années de données sur l'éducation. Les corrélations marquées du signe « # » font intervenir 14 observations seulement, car pour la seconde valeur de décalage positif on ne dispose pas de données pour toutes les années. Les chiffres entre parenthèses sont des valeurs-*p* du test de l'hypothèse nulle (valeur de corrélation nulle) :

$$p = tprob(n \quad - 2,\ \rho\ \sqrt{n - 2}\ /\ \sqrt{1 - \rho^2}\ ).$$

Si *p* est la valeur estimative de corrélation et n, le nombre d'observations, *, **, *** désignent la signification statistique aux niveaux respectifs de 10 p. 100, 5 p. 100 et 1 p. 100. Il convient de noter que, en raison de la petite taille de l'échantillon, on se doit d'interpréter ces statistiques en toute prudence.

	Corrélations croisées du taux de retour aux études				
Variable x	x(t-2)	x(t-1)	x(t)	x(t+1)	x(t+2)
Hommes de 25 à 54 ans					

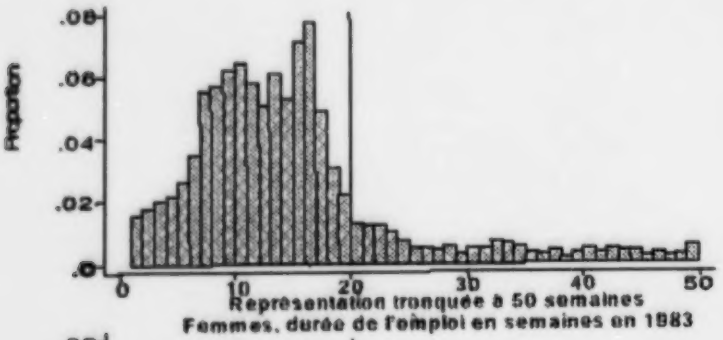
T. DE CHÔM.	-0,28	-0,49***	-0,52***	-0,09	-0,10
	(0,343)	(0,004)	(0,002)	(0,291)	(0,711)
INVEST.	-0,12	0,28	0,53**	0,45*	0,30#
	(0,666)	(0,292)	(0,043)	(0,095)	(0,289)
PIB	0,73***	0,50*	-0,18	-0,85***	-0,53# **
	(0,002)	(0,053)	(0,529)	(0,009)	(0,015)
Hommes de 15 ans et plus					
T. DE CHÔM.	-0,11	-0,57**	-0,74***	-0,38	-0,08#
	(0,698)	(0,026)	(0,002)	(0,185)	(0,772)
INVEST.	-0,222	0,15	0,51	0,58*	0,40#
	(0,426)	(0,593)	(0,125)	(0,058)	(0,156)
PIB	0,69***	0,60**	-0,09	-0,58**	-0,82# **
	(0,004)	(0,017)	(0,764)	(0,030)	(0,017)
Femmes de 25 à 54 ans					
T. DE CHÔM.	-0,30	-0,32	-0,71***	-0,63***	-0,21
	(0,285)	(0,258)	(0,003)	(0,012)	(0,448)
INVEST.	-0,29	0,15	0,48**	0,52**	0,42#
	(0,293)	(0,601)	(0,069)	(0,044)	(0,133)
PIB	0,77***	0,75***	0,19	-0,43	-0,51# *
	(0,001)	(0,001)	(0,517)	(0,107)	(0,065)
Femmes de 15 ans et plus					
T. DE CHÔM.	0,17	-0,39	-0,70***	-0,59**	-0,16
	(0,548)	(0,150)	(0,004)	(0,048)	(0,559)
INVEST.	-0,29	0,15	0,35	0,47*	0,30#
	(0,316)	(0,595)	(0,206)	(0,074)	(0,248)
PIB	0,61**	0,69***	0,10	-0,43	-0,59# **
	(0,015)	(0,003)	(0,727)	(0,109)	(0,025)

Nota :Tous les décalages négatifs ou positifs visent les séries du taux de chômage, de l'investissement et du PIB. Il est ainsi possible d'exploiter les 15 années de données sur l'éducation. Les corrélations marquées du signe « # » font intervenir 14 observations seulement, car pour la seconde valeur de décalage positif nous ne disposons pas de données pour toutes les années. Les chiffres entre parenthèses sont des valeurs *p* du test de l'hypothèse nulle (valeur de corrélation nulle) :

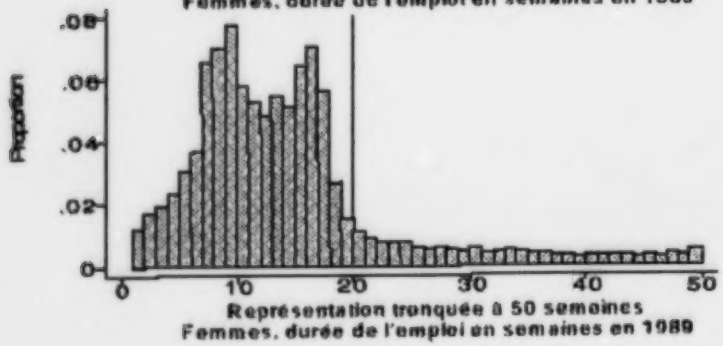
$$p = tprob(n - 2,\ \rho\ \sqrt{n - 2}\ /\ \sqrt{1 - \rho^2}\ ).$$

Si *p* est la valeur estimative de corrélation et n, le nombre d'observations, *, **, *** désignent la signification statistique aux niveaux respectifs de 10 p. 100, 5 p. 100 et 1 p. 100. Il convient de noter que, en raison de la petite taille de l'échantillon, on se doit d'interpréter ces statistiques en toute prudence.

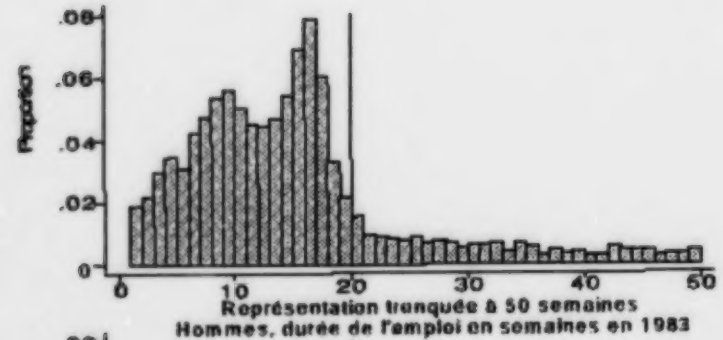
Figure 1 - Durée de l'emploi en creux et en crête de cycle, emplois de 50 semaines et moins



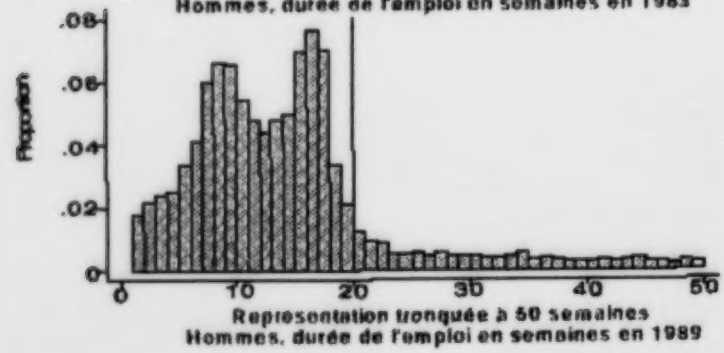
Représentation tronquée à 50 semaines
Femmes, durée de l'emploi en semaines en 1983



Représentation tronquée à 50 semaines
Femmes, durée de l'emploi en semaines en 1989

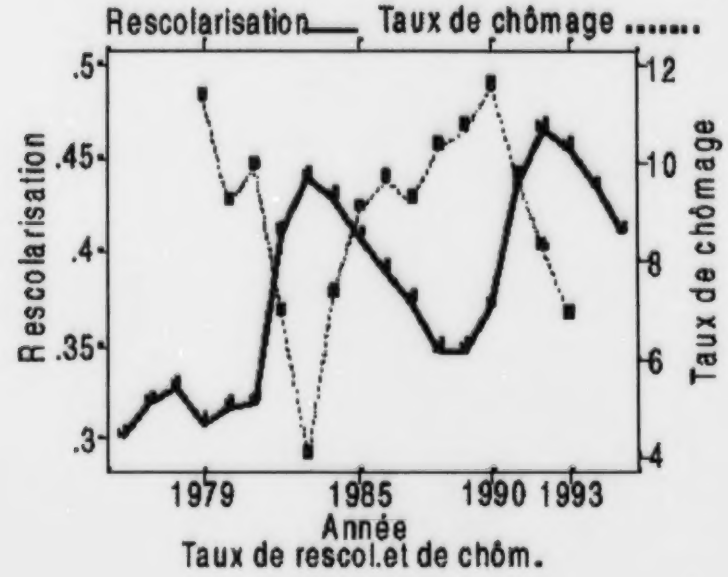


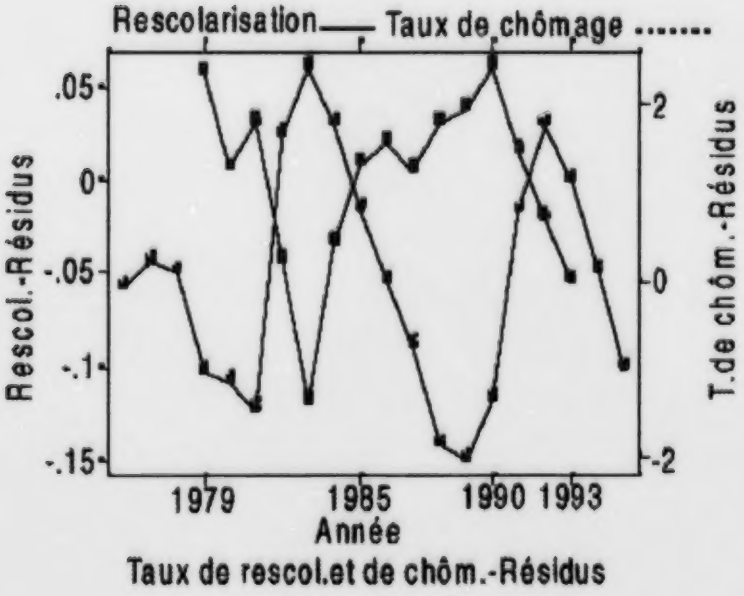
Représentation tronquée à 50 semaines
Hommes, durée de l'emploi en semaines en 1983

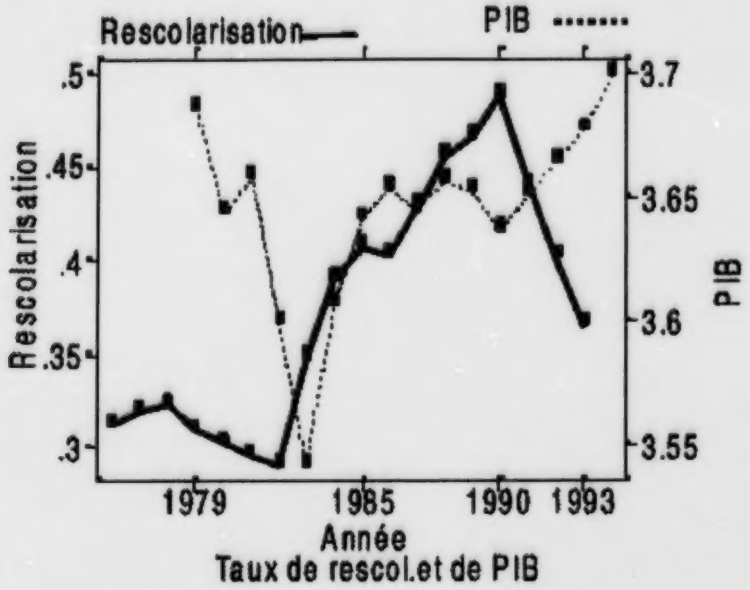


Représentation tronquée à 50 semaines
Hommes, durée de l'emploi en semaines en 1989

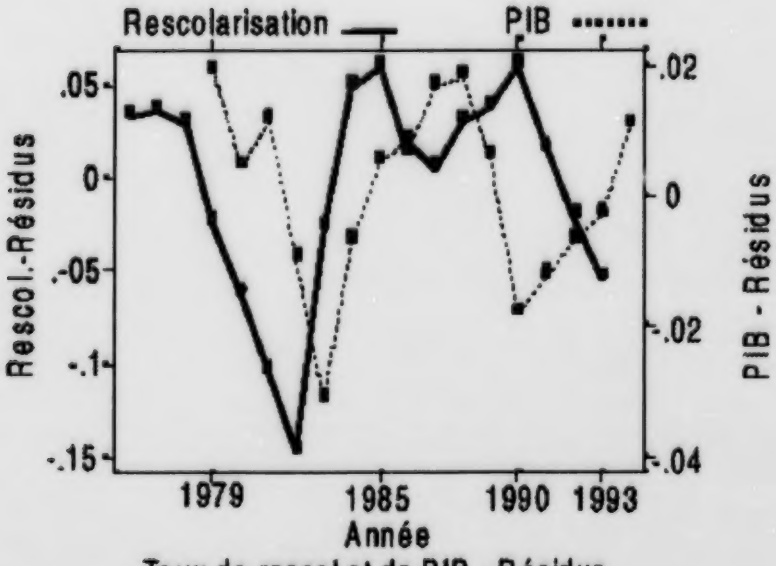
Figure 2 - Taux et résidus H-P, hommes de 25 à 54 ans ayant occupé un emploi de toute durée







Taux de rescol.et de PIB



Taux de rescol.et de PIB - Résidus

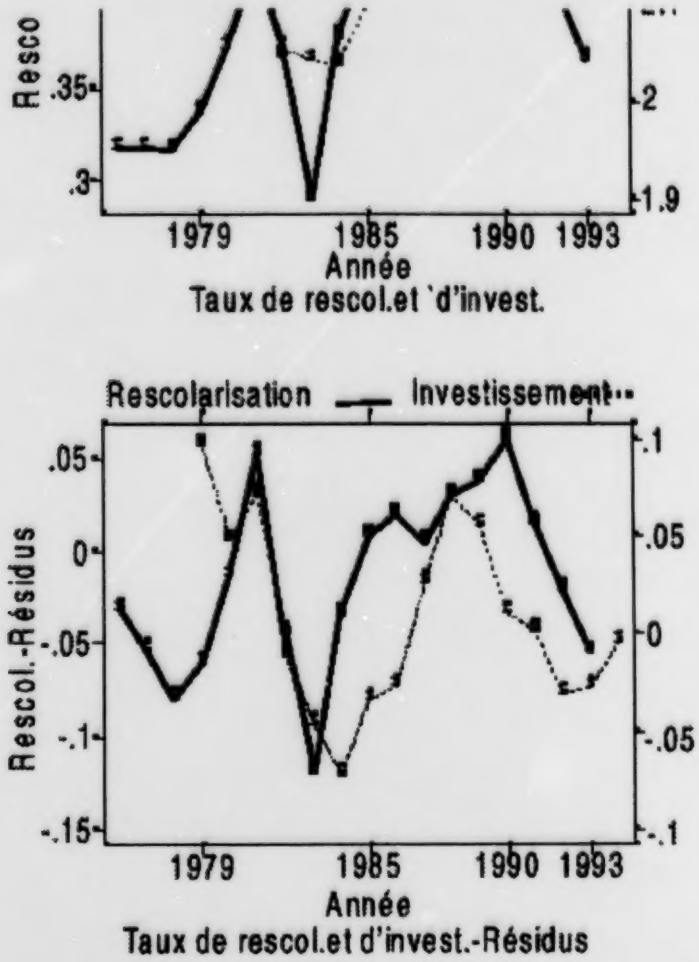
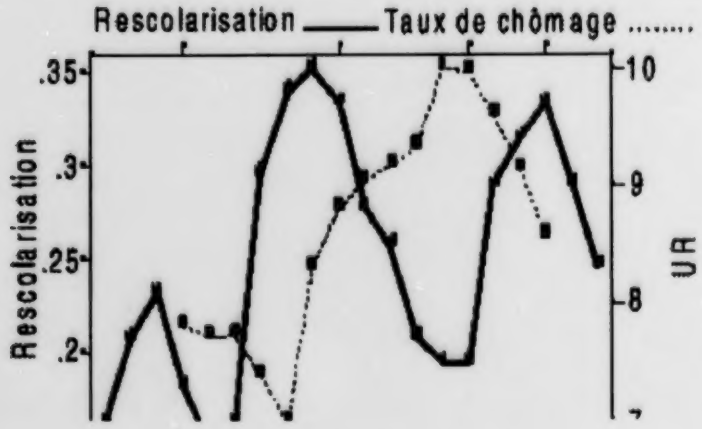
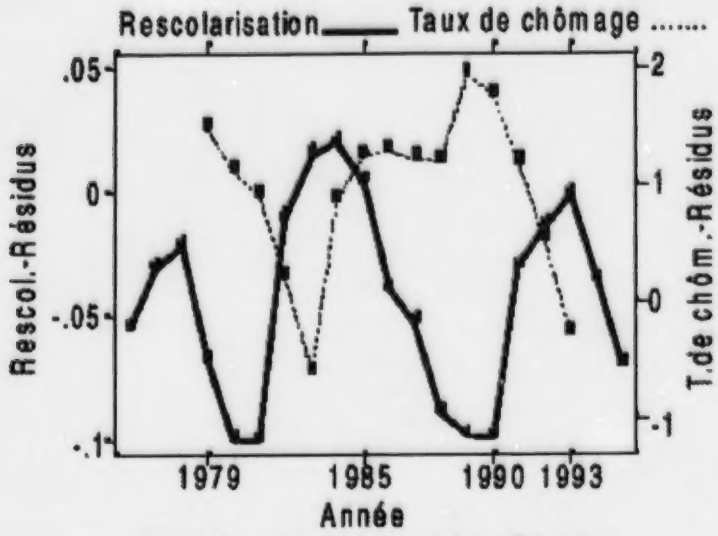


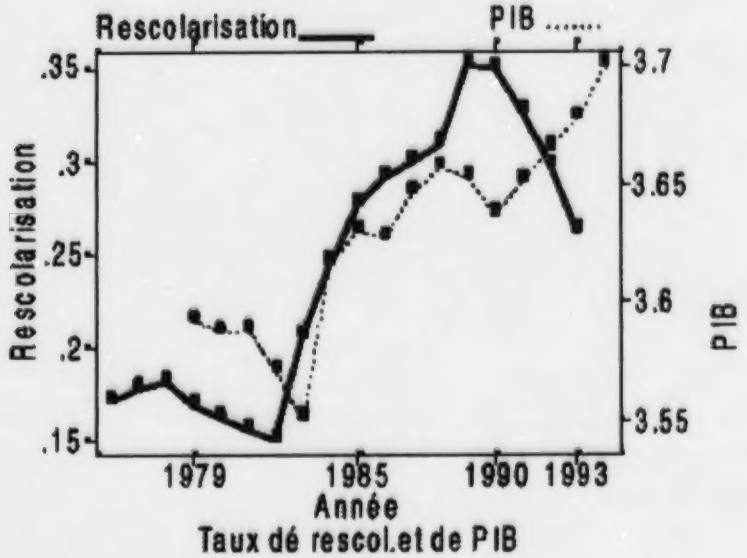
Figure 3 - Taux et résidus H-P, femmes de 25 à 54 ans ayant occupé un emploi de toute durée



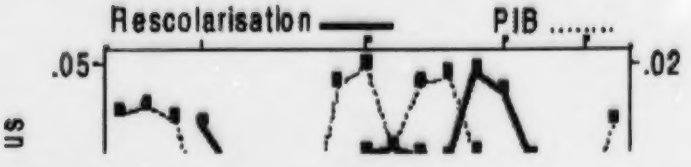
Taux dé rescol.et de chôm.

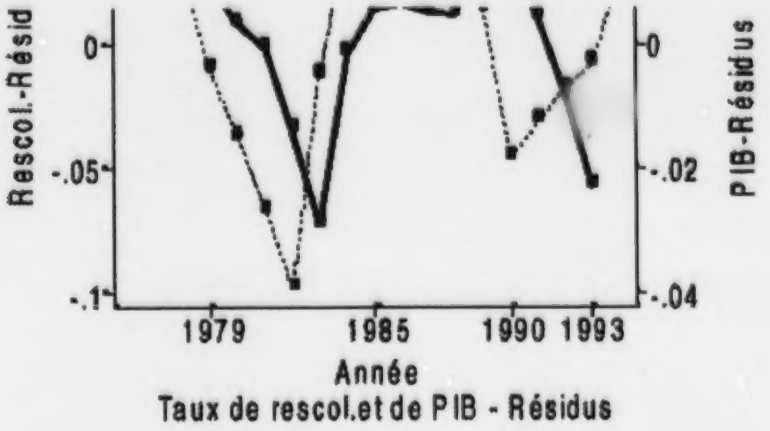


Taux de rescol.et de chôm.-Résidus

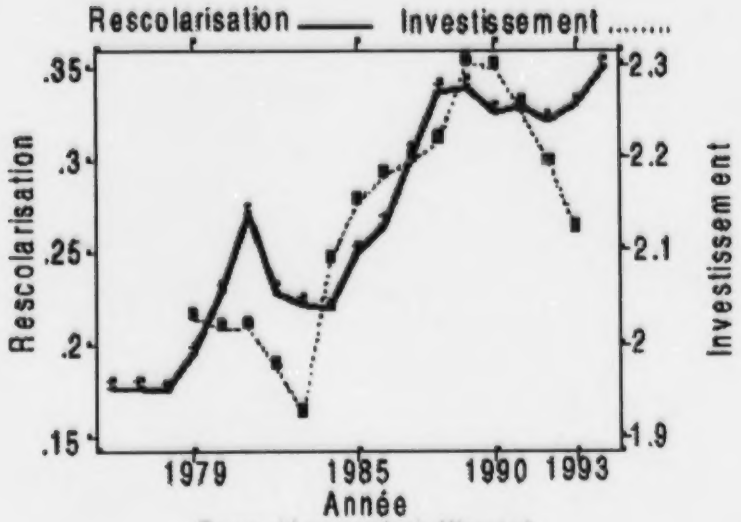


Taux dé rescol.et de PIB

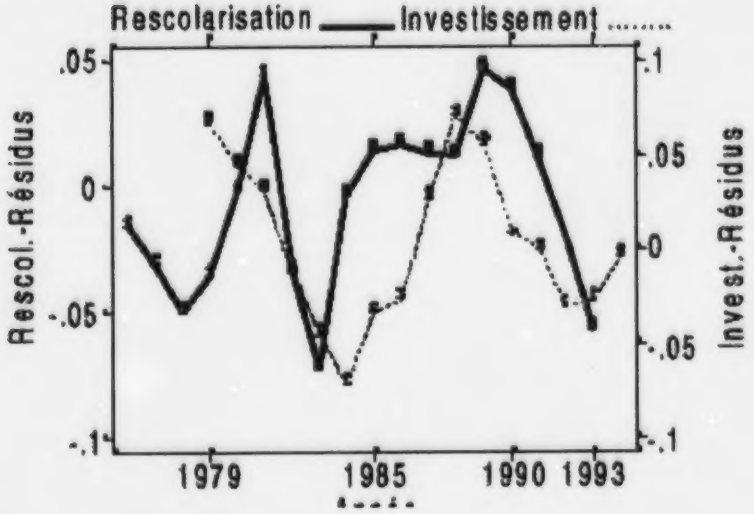




Taux de rescol.et de PIB - Résidus

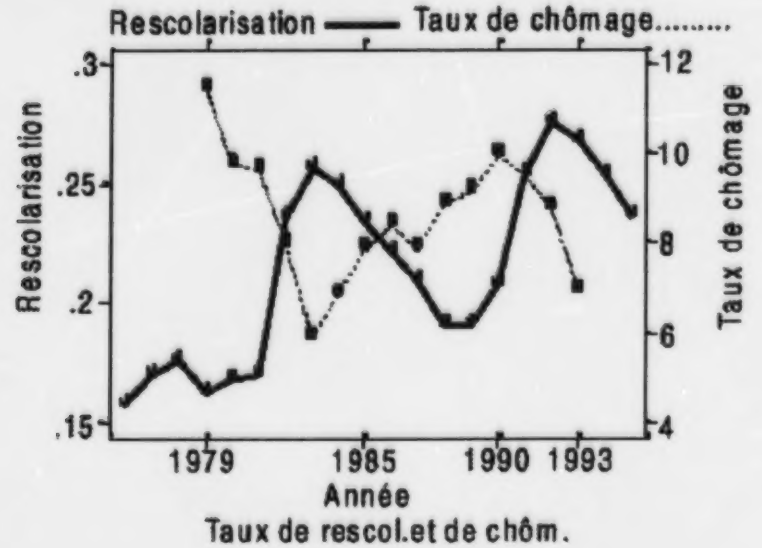


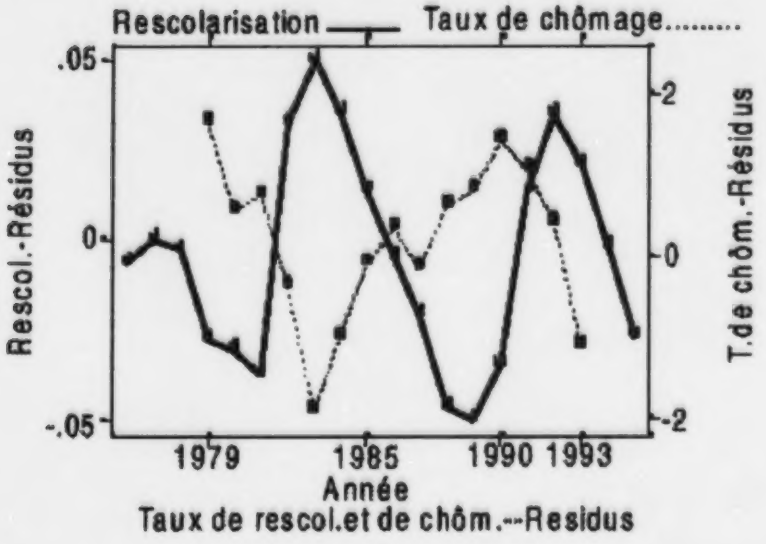
Taux dé rescol.et d'invest.

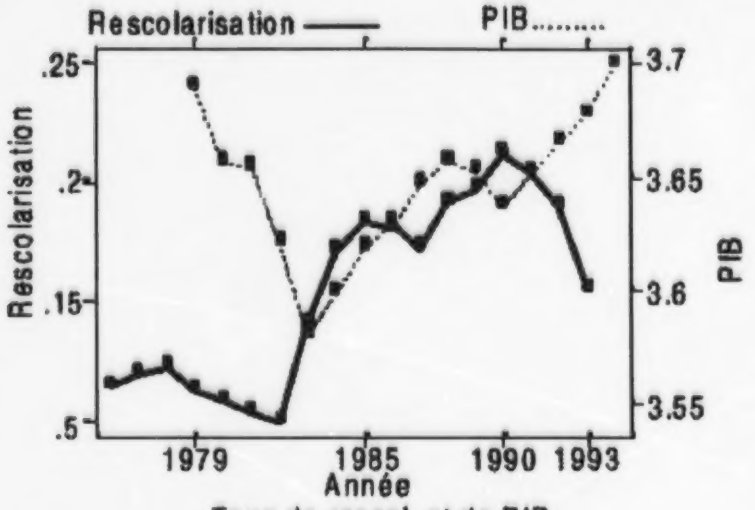


Année
Taux de rescol.et d'invest.-Résidus

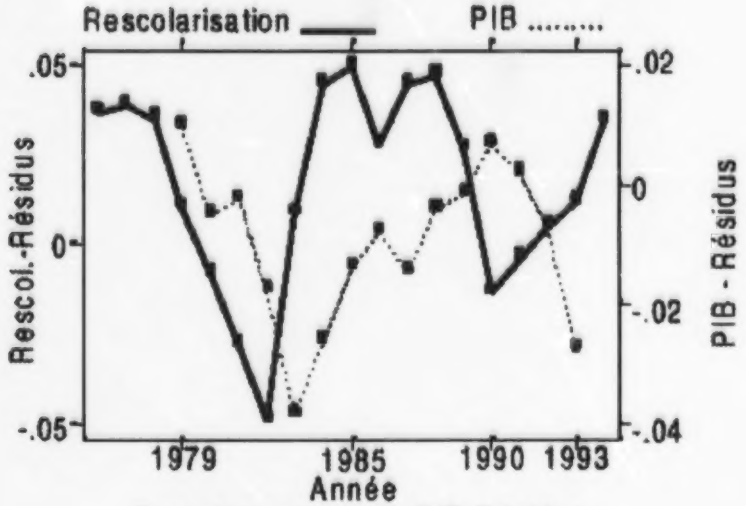
Figure 4 - Taux et résidus H-P, hommes de 25 à 54 ans, ayant occupé un emploi de plus de 20 semaines



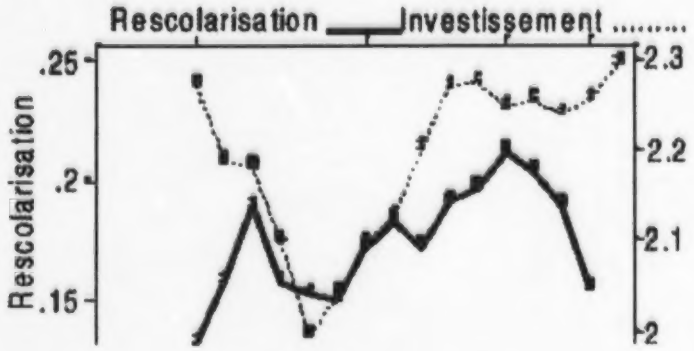




Taux de rescol. et de PIB



Taux de rescol.et de PIB-Résidus



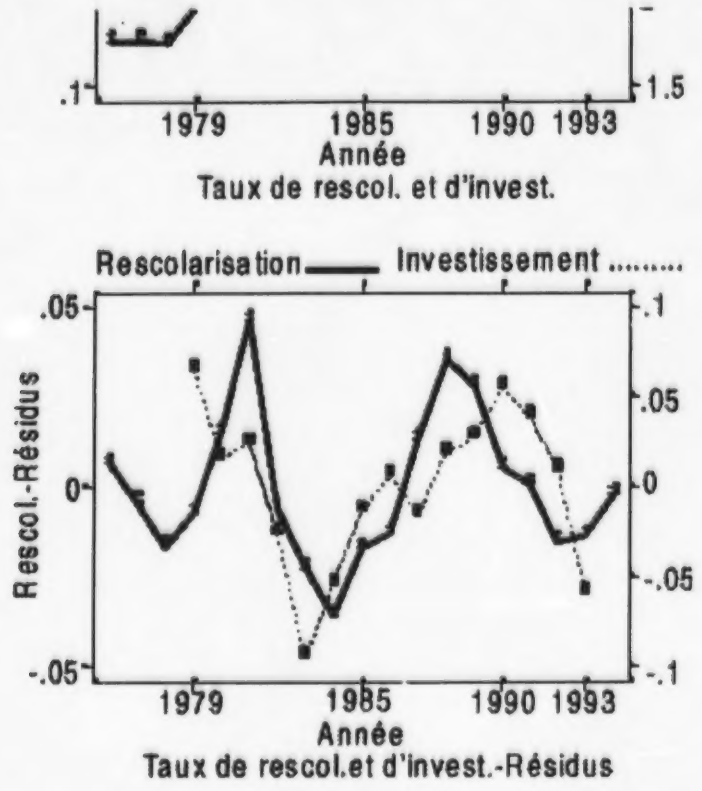
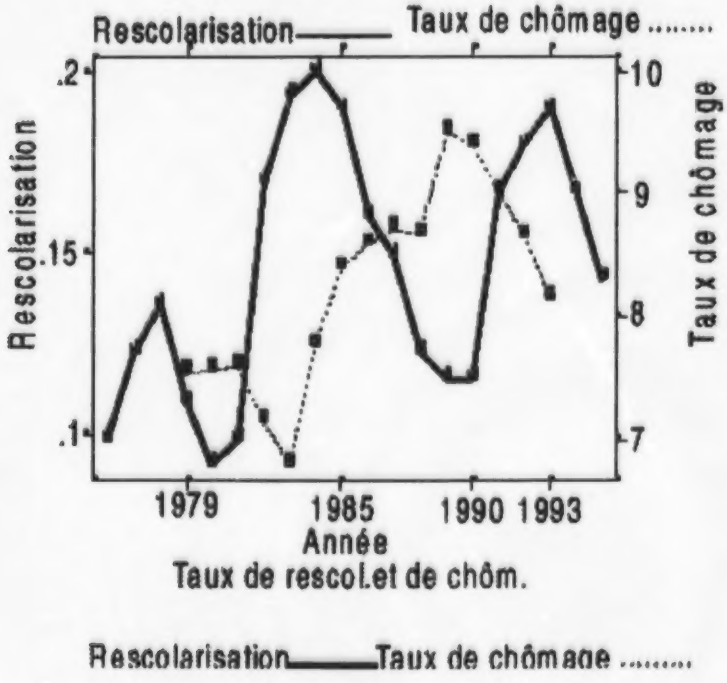
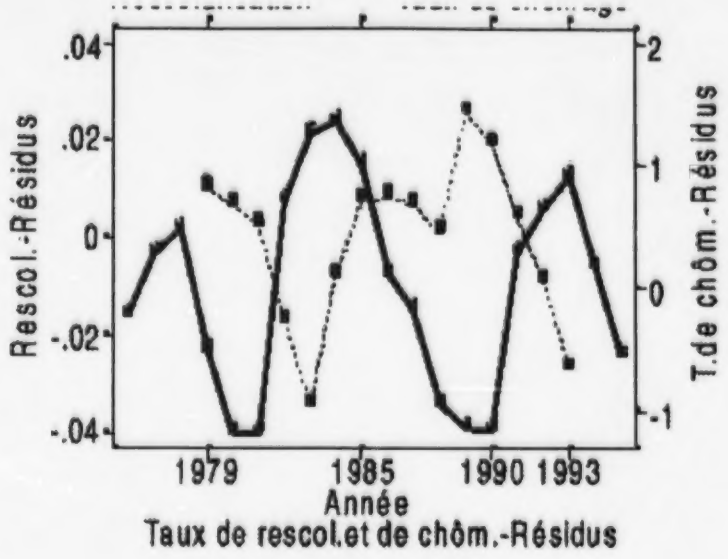
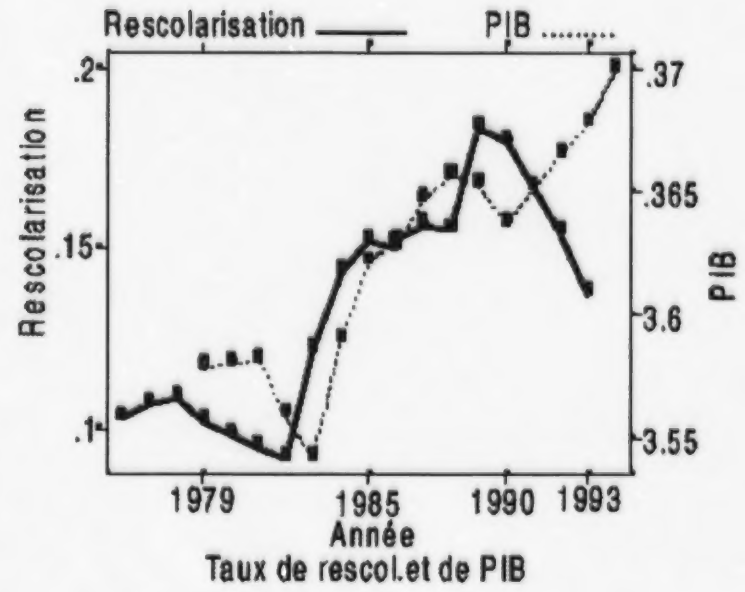


Figure 5 - Taux et résidus H-P, femmes de 25 à 54 ans, ayant occupé un emploi de plus de 20 semaines

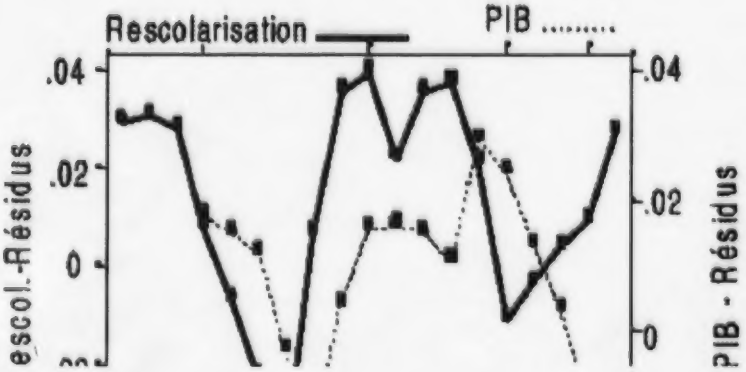


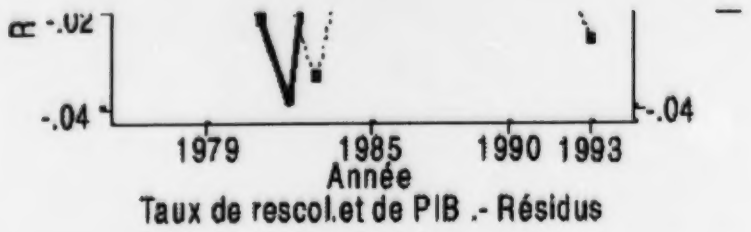


Taux de rescol.et de chôm.-Résidus

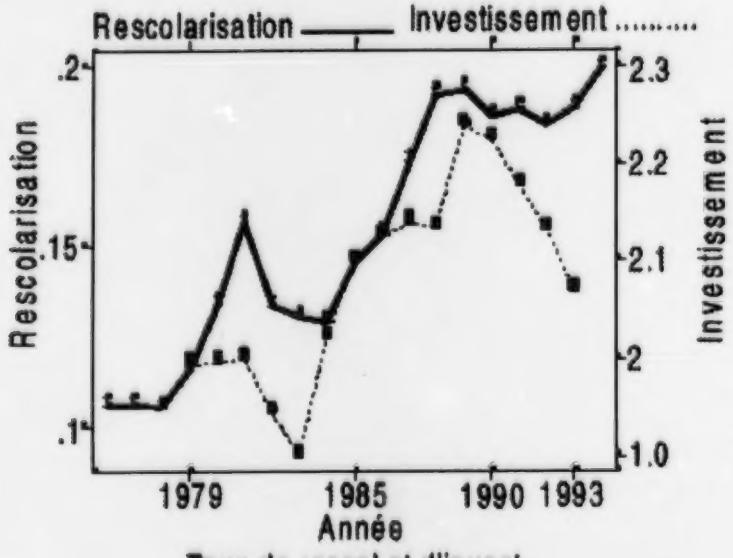


Taux de rescol.et de PIB

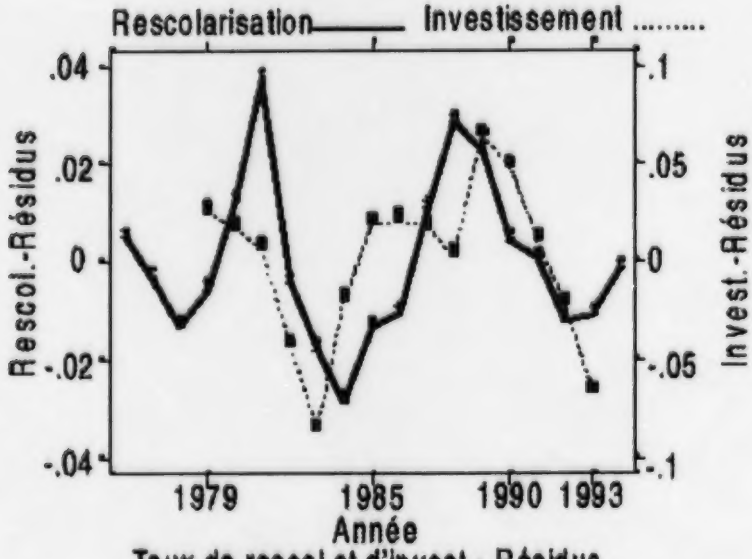




Taux de rescol.et de PIB .- Résidus



Taux de rescol.et d'invest



Taux de rescol.et d'invest.- Résidus

Baxter, M., et King, R.G. (1995), *Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series*, NBER Working Paper #5022.

Caballero, R., et Hammour, M. (1994), *The Cleansing Effects of Recessions*, American Economic Review, 84, 1350-68.

Gouge, R., et King, I. (1996), *A Competitive Theory of Employment Dynamics*, Review of Economic Studies (à paraître).

Hodrick, R., et Prescott, E. (1980), *Post-war Business Cycles: An Empirical Investigation*, manuscrit, Université Carnegie-Mellon.

King, I., et Welling, L. (1995), *Search, Unemployment and Growth*, Journal of Monetary Economics, 35, 499-507.

King, R., et Rebelo, S. (1993), *Low Frequency Filtering and Real Business Cycles*, Journal of Economic Dynamics and Control, 17, 207-231.

Lewis, A.W. (1958), *Economic Development with Unlimited Supplies of Labour*, Manchester School of Economics and Social Studies, 22, 139-191.

Lucas, R., et Prescott, E. (1974), *Equilibrium Search and Unemployment*, Journal of Economic Theory, 7, 188-209.

Saint-Paul, G. (1993), *Productivity Growth and the Structure of the Business Cycle*, European Economic Review, 37, 861-890.

Schumpeter, J. (1939), *Business Cycles*, McGraw-Hill, New York.

Annexe 1 Séries de données du CANSIM employées

Les données autres que celles de la série du retour aux études et les données administratives liées de DRHC viennent de la base d'information CANSIM de Statistique Canada. Voici les séries qui ont été utilisées :

D10421 - Investissement total en capital fixe aux prix de 1986

D21251 - Produit intérieur brut au coût des facteurs, prix de 1986

D767137 - Hommes occupés de 25 à 54 ans

D770464 - Femmes occupées de 25 à 54 ans

D767874 - Hommes occupés de 15 ans et plus

D768019 - Femmes occupées de 15 ans et plus

D767140 - Taux de chômage, hommes de 25 à 54 ans

D770467 - Taux de chômage, femmes de 25 à 54 ans

D767898 - Taux de chômage, hommes de 15 ans et plus

D768008 - Taux de chômage, femmes de 15 ans et plus

Notes en bas de page

1 Si on introduisait un coût supplémentaire fixe de rémunération, on ne se trouverait pas à changer les résultats de ce modèle. Ce qui importe, c'est que l'on perd le salaire actuel lorsqu'on se recycle dans l'espoir de toucher un jour un salaire plus élevé. ▲

2 Voici les 13 catégories de motifs de cessation d'emploi : pénurie de travail (mise en disponibilité), conflit de travail, retour aux études, blessure ou maladie, départ volontaire, grossesse, retraite, travail partagé, apprentissage, âge de la retraite (65 ans), renvoi, congé et « autres motifs ». Cette liste de motifs est demeurée remarquablement stable pendant la période étudiée, la seule grande exception étant l'adjonction de la catégorie des renvois en 1990. ▲

3 On effectue un grand nombre des analyses pour un échantillon du groupe d'âge 3054 ans; les propriétés cycliques de la série ressemblent fort à celles du groupe d'âge 2554 ans. ▲

4 On a fixé le paramètre de lissage à 100 pour cet exercice par souci de comparabilité avec d'autres études. Voir dans Baxter et King (1995) ou King et Rebelo (1993) un examen du choix du

paramètre de lissage pour des données de différentes fréquences. On a essayé une grande diversité de valeurs paramétriques, mais aucune n'a fait changer les résultats d'une manière appréciable. ▲

Droits d'auteur, Développement des ressources humaines Canada
dernière mise à jour de cette page web 1998-08-01

Canada